



TESIS - SS142501

**PEMODELAN PEMBERIAN IMUNISASI DASAR DAN  
ASI EKSKLUSIF DENGAN PENDEKATAN MODEL  
PROBIT BINER BIVARIAT**

(Studi Kasus di Provinsi Kalimantan Selatan Tahun 2013)

METTY NURUL ROMADHONA  
NRP. 1313 201706

DOSEN PEMBIMBING  
Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si

PROGRAM MAGISTER  
JURUSAN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2015



THESIS - SS142501

# **THE PROVISION OF BASIC IMMUNIZATION AND EXCLUSIVE BREASTFEEDING MODELLING WITH BIVARIATE BINARY PROBIT MODEL**

(Case Studies in South Kalimantan Province in 2013)

METTY NURUL ROMADHONA  
NRP. 1313 201706

SUPERVISOR  
Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si

PROGRAM OF MAGISTER  
DEPARTMENT OF STATISTICS  
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2015

**PEMODELAN PEMBERIAN IMUNISASI DASAR DAN ASI EKSKLUSIF  
DENGAN PENDEKATAN MODEL PROBIT BINER BIVARIAT  
(Studi Kasus di Provinsi Kalimantan Selatan Tahun 2013)**

Tesis disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar  
Magister Sains (M.Si)  
di

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

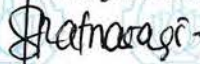
Oleh :

**METTY NURUL ROMADHONA**

**NRP. 1313 201 706**

Tanggal Ujian : 13 Februari 2015  
Periode Wisuda : September 2015

Disetujui Oleh:




1. Dr. Vita Ratnasari, S.Si., M.Si.  
NIP. 19710910 199702 2 001

(Pembimbing)



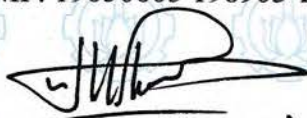
2. Dr. Heru Margono, M.Sc.  
NIP. 19610214 198312 1 001

(Penguji)



3. Prof. Dr. I Nyoman Budiantara, M.Si.  
NIP. 19650603 198903 1 003

(Penguji)



4. Dr. Suhartono, M.Sc.  
NIP. 19710929 199512 1 001

(Penguji)



Direktur Pascasarjana

Prof. Dr. R. Adi Soeprijanto, MT.  
NIP. 19640405 199002 1 001

**PEMODELAN PEMBERIAN IMUNISASI DASAR DAN ASI  
EKSKLUSIF DENGAN PENDEKATAN MODEL  
PROBIT BINER BIVARIAT  
(Studi Kasus di Provinsi Kalimantan Selatan Tahun 2013)**

Nama mahasiswa : Metty Nurul Romadhona  
NRP : 1313 201706  
Pembimbing : Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M. Si

**ABSTRAK**

Model probit biner bivariat adalah analisis statistik yang digunakan untuk menganalisis hubungan antara dua variabel respon yang datanya kualitatif berkategori dua dengan variabel prediktor yang datanya kualitatif maupun kuantitatif. Asumsi yang digunakan dalam model probit biner bivariat adalah antar variabel respon mempunyai hubungan. Salah satu diantara masalah kependudukan adalah tingginya angka kematian anak. Tujuan ke empat *Millenium Development Goals* (MDG's) adalah menurunkan angka kematian anak. Penyebab utama kematian balita adalah masalah neonatal (asfiksia, berat badan lahir rendah dan infeksi neonatal), penyakit infeksi (utamanya diare dan pneumonia), serta terkait erat dengan masalah gizi (gizi buruk dan gizi kurang). Salah satu upaya untuk mengurangi angka kematian anak adalah meningkatkan kekebalan tubuh pada anak. Kekebalan tubuh pada anak dapat diperoleh dengan pemberian imunisasi dasar yang lengkap dan ASI eksklusif. Penelitian ini bertujuan untuk mengkaji estimasi parameter model probit biner bivariat dan mengaplikasikan model probit biner bivariat untuk mengetahui faktor-faktor yang mempengaruhi pemberian imunisasi dasar dan asi eksklusif. Sumber data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) Provinsi Kalimantan Selatan Tahun 2013. Metode yang digunakan dalam estimasi parameter model probit bivariat adalah *maximum likelihood estimation* (MLE). Karena persamaan yang dihasilkan dari proses penurunan estimasi MLE tidak *closed form* maka penyelesaiannya dengan iterasi Newton Raphson. Pemilihan model terbaik berdasarkan kriteria AIC (*Akaike Information Criterion*) menghasilkan informasi bahwa umur perkawinan pertama ibu, pendidikan ibu, pekerjaan bapak, penolong kelahiran terakhir dan status daerah berpengaruh signifikan terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif.

Kata Kunci : *Imunisasi, ASI Eksklusif, Regresi Probit Biner Bivariat, MLE, AIC.*



**THE PROVISION OF BASIC IMMUNIZATION AND  
EXCLUSIVE BREASTFEEDING MODELLING WITH  
BIVARIATE BINARY PROBIT MODEL  
(Case Studies in South Kalimantan Province in 2013 )**

By : Metty Nurul Romadhona  
Student Identity Number : 1313 201706  
Supervisor : Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M. Si

**ABSTRACT**

Binary bivariate probit model is statistical analysis used to analyze the relationship between the two qualitative binary response variables with qualitative and quantitative predictors variables. The assumptions used in the binary bivariate probit model is having dependency between the response variable. One among the population problem is the high rate of child mortality. The fourth goal of the Millennium Development Goals (MDGs) is to reduce child mortality. The main causes of infant mortality are neonatal problems (asphyxia, low birth weight and neonatal infection), infectious diseases (mainly diarrhea and pneumonia), as well as closely related to nutritional problems (malnutrition and low nutrition). One of the efforts to reduce child mortality is increasing immunity in children. Immunity in children can be obtained by providing a complete basic immunization and exclusive breastfeeding. This study aimed to examine the binary probit model parameter estimation and applying binary bivariate probit model to determine the factors that affect the provision of basic immunization and exclusive breastfeeding. Source of data used in this research is the data of the National Socio Economic Survey (SUSENAS) in South Kalimantan Province Year 2013. The method used in the bivariate probit model parameter estimation is maximum likelihood estimation (MLE). Because the equations resulting from the derivative in the estimated MLE are not closed form, the solution is Newton-Raphson iteration. The best model selection criterion based on the AIC (Akaike Information Criterion) generate information that the age of first marriage mother, mother's education, father job, the last birth attendants and the status of the area have a significant effect on the provision of basic immunization and exclusive breastfeeding.

Key Word : Immunization, Exclusive Breastfeeding, Bivariate Binary Probit Model, AIC.

## KATA PENGANTAR

Segala puji milik Allah SWT, Dzat Yang Maha Esa, syukur Alhamdulillah penulis panjatkan kehadiran Allah SWT yang telah memberikan limpahan Rahmat sehingga penulis dapat menyelesaikan tesis dengan judul:

**“PEMODELAN PEMBERIAN IMUNISASI DASAR DAN ASI EKSKLUSIF  
DENGAN PENDEKATAN MODEL PROBIT BINER BIVARIAT  
(Studi Kasus di Provinsi Kalimantan Selatan Tahun 2013) ”**

Dalam menyusun tesis ini, penulis memperoleh banyak bantuan dari berbagai pihak, baik secara langsung maupun tidak langsung, untuk itu pada kesempatan ini penulis mengucapkan terima kasih kepada:

1. Badan Pusat Statistik (BPS) yang telah memberi kesempatan serta beasiswa kepada penulis untuk melanjutkan studi program S2 di ITS.
2. Ibu Dr. Vita Ratnasari, S.Si, M.Si selaku dosen pembimbing yang telah banyak meluangkan waktu serta dengan penuh kesabaran dan keikhlasannya dalam memberikan bimbingan, saran dan masukan serta motivasi dalam penyusunan tesis ini.
3. Bapak Dr. Heru Margono, M.Sc, Bapak Prof. Dr. I Nyoman Budiantara, M.Si dan Bapak Dr. Suhartono, M.Sc selaku dosen penguji yang telah banyak memberikan saran dan masukan untuk kesempurnaan tesis ini.
4. Bapak Dr. Muhammad Mashuri, MT selaku Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS Surabaya.
5. Bapak dan Ibu dosen selaku pengajar di jurusan Statistika atas pembekalan ilmu selama penulis menempuh pendidikan di Program Studi Magister Jurusan Statistika ITS Surabaya.
6. Kedua orangtua tercinta, yang telah membesarkan, mendidik dan mendoakan dengan penuh keikhlasan dan kasih sayangnya, serta semua keluarga yang telah memberikan dukungan, motivasi, semangat dan doanya.
7. Teman-teman BPS angkatan 7, Mbak Tika, Mbak Arifah, Mbak Reny, Mbak Ratna, Mbak May, Mbak Eta, Mbak Lilis, Maya, Mbak Devy, Rini, Untung, Mas Ade, Mas Nora, Mas Cahyo, Hadi, Gama, Choey, Bang Aal, dan Hery,

terima kasih atas segala bantuannya, kebersamaan dan kekompakannya selama menjalani pendidikan di ITS, senang bisa bertemu dan mengenal teman-teman semua, semoga dapat berjumpa lagi di lain kesempatan.

8. Teman-teman reguler angkatan 2013, beserta semua pihak yang tidak bisa disebutkan satu per satu terima kasih atas kritik, saran dan masukannya.
9. Teman-teman kantor BPS Kabupaten Tanah Bumbu dan BPS Provinsi Kalimantan Selatan.
10. Peneliti dan Ilmuwan yang tidak bisa penulis sebutkan satu persatu atas segala karyanya yang sangat membantu penulis dalam penyusunan tesis.

Akhir kata, semoga segala kebaikan yang telah diberikan kepada penulis, mendapatkan pahala dari Allah SWT dan penulis menyadari bahwa tesis ini masih jauh dari kesempurnaan. Untuk itu, kritik dan saran yang bersifat membangun sangat penulis harapkan demi kesempurnaan tesis ini. Semoga tesis ini dapat bermanfaat bagi sesama. Aamiin Ya Robbal 'Alamin.

Surabaya, Maret 2015

Penulis

## DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN PENGESAHAN	i
ABSTRAK	iii
ABSTRACT	v
KATA PENGANTAR	vii
DAFTAR ISI	ix
DAFTAR GAMBAR	xi
DAFTAR TABEL	xiii
DAFTAR LAMPIRAN	xv
BAB 1 PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	6
1.3 Tujuan Penelitian	6
1.4 Manfaat Penelitian	7
1.5 Batasan Masalah	7
BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Model Probit Biner Univariat	9
2.1.1 Estimasi Parameter Model Probit Biner Univariat	11
2.1.2 Pengujian Signifikansi Parameter Model Probit Biner Univariat	13
2.2 Model Probit Biner Bivariat	14
2.2.1 Estimasi Parameter Model Probit Biner Bivariat	17
2.2.2 Pengujian Signifikansi Parameter Model Probit Biner Bivariat	18
2.3 Uji Independensi Dua Variabel Respon	19
2.4 Uji Multikolinieritas	20
2.5 <i>Goodness of Fit</i> Model Probit Biner Bivariat	21
2.6 Sistem Kekebalan Tubuh	22
2.6.1 Imunisasi Dasar	23
2.6.2 ASI Eksklusif	24



2.6.3 Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif	26
2.6.4 Penelitian Sebelumnya tentang Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif	27
2.6.5 Kerangka Penelitian	29
<b>BAB 3 METODOLOGI PENELITIAN</b>	
3.1 Kajian Teori	31
3.2 Kajian Terapan	32
3.2.1 Sumber Data	32
3.2.2 Metode Pengumpulan Data	32
3.2.3 Variabel dan Definisi Operasional	33
3.2.4 Metode Analisis	36
<b>BAB 4 HASIL DAN PEMBAHASAN</b>	
4.1 Kajian Teori Estimasi Parameter Model Probit Biner Bivariat	41
4.2 Gambaran Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif	52
4.3 Pemodelan Probit Biner Bivariat	60
4.3.1 Dependensi antar Dua Variabel Respon	60
4.3.2 Korelasi antar Variabel Prediktor	61
4.3.3 Pengujian Model Probit Biner Bivariat secara Simultan	61
4.3.4 Pengujian Model Probit Biner Bivariat secara Parsial	62
4.3.5 Pemilihan Model Terbaik	64
4.3.6 Interpretasi Model	66
4.3.7 Efek Marginal Variabel Prediktor	68
4.3.8 Ketepatan Klasifikasi pada Model Probit Biner Bivariat Terbaik	78
<b>BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN</b>	
5.1 Kesimpulan	79
5.2 Saran	80
<b>DAFTAR PUSTAKA</b>	81
<b>LAMPIRAN</b>	85
<b>BIOGRAFI PENULIS</b>	113

## DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 2.1 Kerangka Penelitian	29
Gambar 3.1 Diagram Alir Pemodelan Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif	39
Gambar 4.1 Perkembangan Angka Kematian Anak Provinsi Kalimantan Selatan Tahun 1971-2012	52
Gambar 4.2 Persentase Anak Usia 2-4 tahun yang Mendapat Imunisasi Dasar Lengkap Tahun 2013	54
Gambar 4.3 Persentase Anak Usia 2-4 tahun yang Mendapat ASI Eksklusif Tahun 2013	55
Gambar 4.4 Persentase Variabel Respon	56
Gambar 4.5 Nilai AIC pada Semua Model	65
Gambar 4.6 Grafik Hubungan antara Probabilitas $\hat{p}_{11}$ , $\hat{p}_{00}$ dan UKP Ibu	69

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1    Tabel Frekuensi Dua Arah untuk Variabel $Y_1$ dan $Y_2$	17
Tabel 2.2    Tabel Kontingensi Berdasarkan Dua Variabel	19
Tabel 3.1    Pembentukan Variabel Dummy pada Variabel Prediktor yang Kategorik	37
Tabel 4.1    Tabel Struktur Data Model Probit Biner Bivariat	41
Tabel 4.2    Tabel Kontingensi Probabilitas ( $2 \times 2$ ) untuk Variabel $Y_1$ dan $Y_2$	41
Tabel 4.3    Tabel Deskriptif Variabel Respon ( $Y_1$ )	56
Tabel 4.4    Tabel Deskriptif Variabel Respon ( $Y_2$ )	56
Tabel 4.5    Tabel Persentase Berdasarkan Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif	57
Tabel 4.6    Persentase Jumlah Rumah Tangga Berdasarkan Variabel Respon dan Variabel Prediktor yang Kategori	58
Tabel 4.7    Tabel Deskriptif Variabel Umur Ibu, Umur Perkawinan Pertama Ibu dan Jumlah Anak Lahir Hidup Berdasarkan Kategori Imunisasi Dasar	59
Tabel 4.8    Tabel Deskriptif Variabel Umur Ibu, Umur Perkawinan Pertama Ibu dan Jumlah Anak Lahir Hidup Berdasarkan Kategori ASI Eksklusif	59
Tabel 4.9    Tabel Kontingensi Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif	61
Tabel 4.10   Nilai Koefisien, <i>Standar Error</i> dan <i>p-value</i> pada Masing- masing Parameter Model Probit Biner Bivariat	63
Tabel 4.11   Nilai Koefisien, <i>Standar Error</i> dan <i>p-value</i> pada Masing- masing Parameter Model Probit Biner Bivariat Terbaik	64
Tabel 4.12   Probabilitas $\hat{p}_{11}$ dan $\hat{p}_{00}$ ditinjau dari Pendidikan Ibu	72
Tabel 4.13   Probabilitas $\hat{p}_{11}$ dan $\hat{p}_{00}$ ditinjau dari Pekerjaan Bapak	74

Tabel 4.14	Probabilitas $\hat{p}_{11}$ dan $\hat{p}_{00}$ ditinjau dari Penolong Kelahiran Terakhir	76
Tabel 4.15	Probabilitas $\hat{p}_{11}$ dan $\hat{p}_{00}$ ditinjau dari Status Daerah	77
Tabel 4.16	Tabel Kontingensi Ketepatan Klasifikasi Model Probit Biner Bivariat Terbaik	78

## DAFTAR LAMPIRAN

		Halaman
Lampiran 1	Data Sampel Penelitian Variabel Respon	85
Lampiran 2	Data Sampel Penelitian Variabel Prediktor	86
Lampiran 3	Deskriptif Variabel Respon	87
Lampiran 4	Deskriptif Variabel Prediktor	88
Lampiran 5	Uji Dependensi antar Variabel Respon	94
Lampiran 6	Korelasi antar Variabel Prediktor	96
Lampiran 7	Output Model Probit Biner Bivariat Lengkap	101
Lampiran 8	Output Model Probit Biner Bivariat Terbaik	102
Lampiran 9	Nilai AIC Model Probit Biner Bivariat	103
Lampiran 10	Program untuk Estimasi Parameter Model Probit Biner Bivariat	104
Lampiran 11	Program untuk Efek Marginal pada Model Probit Biner Bivariat Terbaik	108
Lampiran 12	Hasil Prediksi dan Efek Marginal pada Model Probit Biner Bivariat Terbaik	109
Lampiran 13	Fungsi Program Ketepatan Klasifikasi pada Model Probit Biner Bivariat Terbaik	110
Lampiran 14	Program Ketepatan Klasifikasi pada Model Probit Biner Bivariat Terbaik	111

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*



# **BAB 1**

## **PENDAHULUAN**

### **1.1 Latar Belakang**

Analisis regresi adalah analisis statistik yang digunakan untuk menjelaskan hubungan antara variabel respon dan variabel prediktor (Kutner, Nachtsheim, dan Neter, 2008). Dalam model regresi variabel respon bisa bersifat kuantitatif atau kualitatif. Model dengan variabel respon kuantitatif bertujuan untuk mengestimasi nilai yang diharapkan atau rata-rata berdasarkan nilai variabel prediktornya, sedangkan pada model dengan variabel respon kualitatif bertujuan untuk menemukan probabilitas dari sebuah kejadian, misalnya terpilihnya calon dari Partai Demokrat atau keputusan untuk memiliki rumah dan lain-lain (Gujarati dan Porter, 2013). Sehingga model regresi respon kualitatif sering disebut juga sebagai model probabilitas.

Metode yang digunakan untuk variabel respon yang kategorik/kualitatif adalah dengan menggunakan regresi logistik atau regresi probit. Kedua regresi ini termasuk dalam *Generalized Linear Model (GLM)*. Perbedaan kedua regresi ini adalah regresi logistik menggunakan fungsi logit atau fungsi link sedangkan regresi probit menggunakan fungsi kumulatif normal standar. Gujarati (2013) mengungkapkan model logit tidak lebih baik dibandingkan model probit atau sebaliknya. Model probit dapat dibedakan menjadi dua yaitu model probit biner dan model probit multinomial. Model probit biner digunakan ketika hanya ada dua kemungkinan nilai/kategori variabel respon, misalnya “ya” dan “tidak”. Sedangkan model probit multinomial digunakan apabila variabel respon mempunyai kategori lebih dari dua misalnya tinggi, menengah dan rendah.

Model regresi probit adalah model yang digunakan untuk menganalisis hubungan variabel respon yang berbentuk kualitatif dengan variabel prediktor yang berbentuk kuantitatif maupun kualitatif. Model probit dengan satu variabel respon disebut sebagai model probit univariat. Model ini dapat dikembangkan menjadi model probit dengan dua variabel respon yang disebut model probit bivariat. Model probit bivariat telah banyak dikembangkan antara lain Bokosi

(2007) yang meneliti tentang kemiskinan rumah tangga pada tahun 1998 dan tahun 2002. Pengembangan yang lain tentang model probit bivariat juga dilakukan oleh Nugraha (2010) yang mengembangkan model probit secara teoritis. Bokosi (2007) dan Nugraha (2010) mengembangkan dan mengkaji model probit bivariat tanpa mengasumsikan antara kedua variabel respon mempunyai hubungan. Ratnasari (2012) mengembangkan model probit bivariat dengan asumsi kedua variabel respon berhubungan.

Estimasi parameter adalah tahapan pembentukan model statistik yang pertama. Pada model probit univariat estimasi parameter menggunakan metode *maximum likelihood estimation* (MLE). Karena persamaan yang diperoleh tidak *closed form* maka penyelesaiannya menggunakan metode Newton Raphson. Nugraha (2010) mengembangkan estimasi parameter model probit bivariat dengan menggunakan iterasi BHHH (Bern, Hall, Hall dan Hausman) dan BFGS (Broyden, Fletcher, Goldfarb dan Shanno). Ratnasari (2012) menggunakan metode MLE untuk mendapatkan estimasi parameter model probit bivariat.

Chen dan Hamori (2010) mengembangkan regresi probit bivariat untuk menganalisis tentang perbedaan laki-laki dan perempuan dalam partisipasi pekerjaan formal di Cina. Ratnasari (2012) meneliti tentang keberhasilan studi mahasiswa pasca sarjana ITS menggunakan model probit biner bivariat. Wahyudi (2014) meneliti tentang kemiskinan pedesaan dan perkotaan dengan pendekatan garis kemiskinan menggunakan model probit biner bivariat di Provinsi Bengkulu.

Model probit baik univariat maupun bivariat banyak dikembangkan di berbagai bidang. Dalam penelitian ini akan mengaplikasikan model probit bivariat di bidang kesehatan. Karena bidang kesehatan adalah salah satu bidang dengan permasalahan yang kompleks.

Dalam pembukaan Undang-Undang Dasar 1945 disebutkan bahwa salah satu tujuan pembangunan nasional adalah memajukan kesejahteraan umum. Untuk mencapai tujuan tersebut perlu adanya peningkatan kualitas sumber daya manusia. Sejak adanya kesepakatan pembangunan millennium (MDG's) oleh 187 negara, pembangunan manusia menjadi isu-isu utama terutama di negara berkembang. Pada tahun 2013 Indeks Pembangunan Manusia (IPM) Indonesia naik 1 peringkat dari 109 menjadi peringkat 108 dengan nilai indeks sebesar 73,81

(BPS, 2013). Nilai IPM Indonesia berdasarkan skala internasional masuk dalam kategori menengah atas. Meskipun mengalami kenaikan, namun peringkat IPM Indonesia belum bisa menembus 100 besar dan berada di bawah peringkat negara tetangga seperti Singapura, Brunei Darussalam, Malaysia dan Thailand.

Upaya meningkatkan sumber daya manusia dengan cara menekankan pada pendidikan yang tinggi, sehat jasmani dan rohani serta bergizi. Pemerintah mencanangkan pembangunan kesehatan dengan tujuan mencapai derajat kesehatan yang setinggi-tingginya dalam upaya menciptakan sumber daya manusia yang sehat jasmani dan rohani.

Angka kematian bayi merupakan indikator yang penting untuk mencerminkan keadaan derajat kesehatan di suatu masyarakat, karena bayi yang baru lahir sangat sensitif terhadap keadaan lingkungan tempat orang tua bayi tinggal dan status sosial orang tua bayi. Dengan demikian angka kematian bayi merupakan tolok ukur yang sensitif dari semua upaya intervensi yang dilakukan pemerintah khususnya di bidang kesehatan. Angka kematian anak dan angka kematian balita dapat berguna untuk mengembangkan program imunisasi, serta program-program pencegahan penyakit menular terutama pada anak-anak, program tentang gizi dan pemberian makanan sehat untuk anak dibawah usia 5 tahun.

Angka kematian bayi dan anak di Indonesia berdasarkan hasil SDKI 2012 lebih rendah dari hasil SDKI 2007. Untuk periode lima tahun sebelum survei, angka kematian bayi hasil SDKI 2012 adalah 34 kematian per 1000 kelahiran hidup dan untuk angka kematian anak adalah 9 kematian per 1000 anak dengan umur yang sama pada pertengahan tahun tersebut. Angka tersebut mengalami penurunan dibandingkan dengan hasil SDKI 2007 yaitu sebesar 35 kematian per 1000 kelahiran hidup untuk angka kematian bayi dan sebesar 10 kematian per 1000 anak dengan umur yang sama pada pertengahan tahun tersebut untuk angka kematian anak (BPS, BKKBN, Kementerian Kesehatan dan Measure DHS ,2012).

Penurunan angka kematian bayi dan anak tersebut memang sesuai dengan tujuan MDG's keempat yaitu menurunkan angka kematian anak. Penurunan angka kematian anak telah menunjukkan kemajuan yang signifikan dan diharapkan dapat tercapai pada tahun 2015. Namun penurunan angka kematian bayi maupun

anak tersebut cenderung stagnan. Penyebab utama kematian balita adalah masalah neonatal (asfiksia, berat badan lahir rendah dan infeksi neonatal), penyakit infeksi (utamanya diare dan pneumonia) serta terkait erat dengan masalah gizi (gizi buruk dan gizi kurang). Kondisi ini disebabkan oleh masalah akses dan kualitas pelayanan kesehatan, masalah sosial ekonomi dan budaya, pertumbuhan infrastruktur serta keterbukaan wilayah tersebut akan pembangunan ekonomi dan pendidikan.

Salah satu upaya untuk mengurangi angka kematian balita adalah dengan meningkatkan kekebalan tubuh balita tersebut. Balita sangat mudah terserang penyakit, hal ini disebabkan masih belum kuatnya sistem kekebalan tubuh yang terdapat pada balita. Untuk menjaga sistem kekebalan tubuh terhadap balita diantaranya dengan memberikan imunisasi dan ASI eksklusif. Imunisasi adalah proses menginduksi imunitas secara buatan baik dengan vaksinasi (imunisasi aktif) maupun dengan pemberian antibody (imunisasi pasif). Sedangkan pemberian ASI bermanfaat sebagai nutrisi, untuk meningkatkan daya tahan tubuh dan meningkatkan kecerdasan. Sehingga pemberian imunisasi dan ASI dapat menjaga kesehatan tubuh pada balita.

Pemberian imunisasi lengkap pada balita di Indonesia berdasarkan SUSENAS 2013 sebanyak 71,70 persen (BPS, 2014). Cakupan imunisasi lengkap ini meningkat dari 67,67 persen SUSENAS 2012 (BPS, 2013). Sedangkan pemberian ASI Eksklusif kepada anak berusia 2-4 tahun di Indonesia dalam SUSENAS 2013 sebesar 44,50 persen (BPS, 2014) lebih tinggi dibandingkan dengan hasil SUSENAS 2012 sebesar 43,03 persen (BPS, 2013). Meskipun pemberian imunisasi dan ASI Eksklusif mengalami peningkatan namun masih dibawah yang diharapkan.

Kalimantan Selatan adalah salah satu provinsi di Indonesia yang terletak di pulau Kalimantan. Angka kematian anak menjadi salah satu masalah yang dihadapi di Provinsi Kalimantan Selatan. Hasil SDKI 2012 menunjukkan bahwa angka kematian anak di Provinsi Kalimantan Selatan sebesar 13 kematian per 1000 anak dengan umur yang sama di pertengahan tahun tersebut. Angka ini di atas angka nasional dan merupakan angka tertinggi di antara provinsi di pulau Kalimantan (BPS, BKKBN, Kementerian Kesehatan dan Measure DHS ,2012).

Untuk mengurangi angka kematian anak, salah satu upaya yang dilakukan adalah meningkatkan kekebalan tubuh pada anak. Kekebalan tubuh dapat diperoleh dari imunisasi dasar lengkap. Karena dengan pemberian imunisasi, diharapkan anak menjadi kebal terhadap penyakit sehingga dapat menurunkan angka morbiditas dan mortalitas serta dapat mengurangi kecacatan akibat penyakit yang dapat dicegah dengan imunisasi (Hidayat, 2008). Selain imunisasi, kekebalan tubuh juga diperoleh dari pemberian ASI eksklusif. Manfaat ASI bagi negara salah satunya adalah memperbaiki kelangsungan hidup anak dan menurunkan angka kematian (Prasetyono, 2009).

Persentase balita yang mendapat imunisasi dasar lengkap di Provinsi Kalimantan Selatan pada tahun 2013 sebesar 76,61 persen (BPS, 2014). Hal ini mengalami penurunan dari tahun 2012 sebesar 76,99 persen (BPS, 2013). Persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif di Provinsi Kalimantan Selatan sebesar 37,39 persen pada tahun 2013 (BPS, 2014) yang turun sebesar 1,28 persen dari tahun 2012 sebesar 38,67 persen (BPS, 2013). Persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif di Provinsi Kalimantan Selatan tahun 2013 lebih rendah dari angka nasional sebesar 44,50 persen (BPS, 2014) dan terendah diantara provinsi di Pulau Kalimantan.

Penelitian tentang pemberian imunisasi dan ASI sudah banyak dilakukan. Penelitian tersebut diantaranya adalah Savitri (2009) meneliti tentang faktor yang berhubungan dengan status imunisasi dasar lengkap dengan regresi logistik, Sandra (2010) meneliti tentang faktor determinan status imunisasi dasar lengkap pada anak usia 12 bulan di Indonesia dengan regresi logistik, Santosa (2009) meneliti tentang faktor-faktor yang mempengaruhi pemberian ASI eksklusif pada rumah tangga miskin di Provinsi Sulawesi Tengah dengan pendekatan MARS bagging, dan Utomo (2012) meneliti tentang determinan yang berhubungan dengan perilaku pemberian ASI eksklusif di Kelurahan Pulau Untung Jawa dengan regresi logistik. Namun penelitian sebelumnya dilakukan secara terpisah antara pemberian imunisasi dasar dan pemberian ASI eksklusif.

Sehubungan dengan latar belakang masalah, dalam penelitian ini melihat kekebalan tubuh yang dapat diperoleh dari pemberian imunisasi dasar dan pemberian ASI eksklusif maka diperlukan pengembangan model multivariat.

Metode yang digunakan adalah model probit biner bivariat. Menggunakan model probit biner bivariat karena variabel respon berbentuk kategorik/kualitatif.

Penelitian ini menggunakan dua variabel respon dengan tipe kategori yaitu kategori rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap atau tidak dan rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif atau tidak. Kedua variabel tersebut dihubungkan secara bersama-sama dengan variabel prediktor yang berasal dari variabel-variabel dalam Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS). Penelitian ini dilakukan di Provinsi Kalimantan Selatan dimana angka kematian anaknya diatas angka nasional dan tertinggi di antara provinsi di pulau Kalimantan. Selain itu, di Provinsi Kalimantan Selatan terjadi penurunan pada angka persentase balita yang mendapatkan imunsasi dasar lengkap dan penurunan pada angka persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif pada tahun 2013.

## **1.2 Rumusan Masalah**

Berdasarkan judul dan uraian latar belakang, maka permasalahan dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut:

1. Bagaimana menentukan estimasi parameter dalam model probit biner bivariat?
2. Bagaimana memodelkan dan faktor-faktor apa saja yang mempengaruhi pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif di Provinsi Kalimantan Selatan berdasarkan model probit biner bivariat.

## **1.3 Tujuan Penelitian**

Berdasarkan rumusan masalah, maka tujuan dari penelitian yang ingin dicapai adalah sebagai berikut:

1. Mengkaji estimasi parameter dalam model probit biner bivariat.
2. Mendapatkan model terbaik dan faktor-faktor yang signifikan berpengaruh terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif di Provinsi Kalimantan Selatan berdasarkan model probit biner bivariat.

#### **1.4 Manfaat Penelitian**

Manfaat dari penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Sebagai bahan evaluasi pemerintah dalam menentukan variabel yang signifikan berpengaruh terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif dalam upaya mengurangi angka kematian anak.
2. Mengembangkan keilmuan dan memberikan informasi mengenai model probit biner bivariat dalam melihat faktor-faktor yang berpengaruh terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif.

#### **1.5 Batasan Masalah**

Pada penelitian ini batasan masalahnya adalah khusus menganalisis faktor-faktor yang berpengaruh terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif dengan menggunakan metode model probit biner bivariat di Provinsi Kalimantan Selatan berdasarkan variabel-variabel pada SUSENAS tahun 2013. Unit penelitiannya adalah rumah tangga yang didalamnya keluarga inti serta mempunyai anak berusia 2-4 tahun atau 24-59 bulan.



*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BAB 2

### TINJAUAN PUSTAKA

Salah satu pemodelan statistik yang variabel responnya berupa data kualitatif (kategori) adalah model probit. Model probit yang melibatkan satu variabel respon adalah model probit univariat sedangkan model probit yang melibatkan dua variabel respon adalah model probit bivariat. Jika kategori dalam variabel respon terdiri dari dua kategori disebut model probit biner univariat untuk satu variabel respon dan disebut model probit biner bivariat untuk dua variabel respon.

#### 2.1 Model Probit Biner Univariat

Model probit adalah model yang digunakan untuk melihat hubungan antara variabel respon yang bersifat kategori (kualitatif) dan variabel-variabel prediktor yang bersifat kualitatif maupun kuantitatif. Model probit biner adalah model probit yang variabel responnya terdiri dari dua kategori yang dinotasikan dengan 1 (satu) untuk menggambarkan kejadian sukses dan 0 (nol) menggambarkan kejadian gagal. Sehingga model probit biner univariat adalah model probit yang menggunakan satu variabel respon yang terdiri dari dua kategori.

Model probit disebut juga model normit karena model probit menggunakan pendekatan CDF distribusi normal dimana pendekatan CDF digunakan untuk mengatasi kelemahan pada *linear probability model* (LPM). Kelemahan tersebut adalah kemungkinan dari nilai  $Y_i$  keluar dari range variabel respon biner. Model probit menggunakan asumsi bahwa probabilitas kejadian sukses bergantung pada latent atau variabel yang tidak dapat diobservasi dan terdapat nilai kritikal pada variabel yang tidak teramati.

Menurut Greene (2012), variabel respon kualitatif  $Y$  berasal dari variabel respon yang tidak teramati  $Y^*$ , dengan model sebagai berikut:

$$y^* = \beta^T \mathbf{x} + \varepsilon \quad (2.1)$$

dengan  $\boldsymbol{\beta}$  merupakan vektor koefisien parameter yang dilambangkan sebagai  $\boldsymbol{\beta} = [\beta_0 \ \beta_1 \ \dots \ \beta_p]^T$  dengan ukuran  $(p+1) \times 1$  dan  $\mathbf{x} = [1 \ x_1 \ \dots \ x_p]^T$  merupakan variabel prediktor berukuran  $(p+1) \times 1$ ,  $p$  adalah banyaknya variabel prediktor. Adapun asumsi  $\varepsilon$  dalam model probit berdistribusi normal standar atau dapat dinotasikan  $\varepsilon \sim N(0,1)$ . Sehingga dari asumsi  $\varepsilon$  berdistribusi normal standar diperoleh  $E(Y^*) = \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}$  dan  $Var(Y^*) = 1$ . Jadi, PDF dari  $Y^*$  adalah sebagai berikut:

$$f(y^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}(y^* - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x})^2\right) \quad (2.2)$$

Variabel  $Y^*$  tidak bisa diamati, sehingga dalam pengkategorian variabel respon  $Y$  digunakan *threshold* tertentu, sebagai contoh digunakan  $\gamma$ . Pengkategorian variabel  $Y$  adalah sebagai berikut:

$Y = 0$  jika  $y^* \leq \gamma$  dan

$Y = 1$  jika  $y^* > \gamma$

Maka probabilitas gagal atau  $q(\mathbf{x})$  dinotasikan  $P(Y=0)$  adalah:

$$\begin{aligned} P(Y=0) &= P(Y^* \leq \gamma) \\ &= P(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x} + \varepsilon \leq \gamma) \\ &= P(\varepsilon \leq \gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) \\ &= \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) = q(\mathbf{x}) \end{aligned} \quad (2.3)$$

Dan probabilitas sukses atau  $p(\mathbf{x})$  dinotasikan  $P(Y=1)$  adalah:

$$\begin{aligned} P(Y=1) &= P(Y^* > \gamma) = 1 - P(Y^* \leq \gamma) \\ &= 1 - P(\boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x} + \varepsilon \leq \gamma) \\ &= 1 - P(\varepsilon \leq \gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) \\ &= 1 - \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) = 1 - q(\mathbf{x}) \end{aligned} \quad (2.4)$$

Dari persamaan (2.3) dan (2.4) diperoleh  $p(\mathbf{x})=1-q(\mathbf{x})$  sebagai model probit univariat.

### 2.1.1 Estimasi Parameter Model Probit Biner Univariat

Metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) digunakan untuk melakukan estimasi parameter model probit biner univariat karena model probit diketahui distribusinya (Greene, 2012). Metode MLE dalam estimasi parameter memiliki prinsip memaksimalkan fungsi likelihoodnya sehingga langkah pertama dalam melakukan estimasi adalah membuat fungsi likelihoodnya.

Langkah-langkah estimasi parameter model probit biner univariat adalah sebagai berikut:

- a. Menentukan  $n$  sampel random, misalnya diberikan  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$  adalah variabel random yang saling IID (*Independent Identically Distribution*).
- b. Membuat fungsi likelihood karena estimasi parameter dengan metode MLE prinsipnya memaksimumkan fungsi likelihoodnya. Fungsi likelihoodnya adalah sebagai berikut (Casella dan Berger 2002):

$$\begin{aligned} L(y|\theta) &= L(y_1, y_2, \dots, y_n | \theta) \\ &= \prod_{i=1}^n p(y_i | \theta) \end{aligned}$$

Variabel random  $Y$  dalam model probit biner univariat berdistribusi Bernoulli  $(1, p)$  sehingga diperoleh fungsi likelihoodnya adalah sebagai berikut:

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^n [p(\mathbf{x}_i)]^{y_i} [q(\mathbf{x}_i)]^{1-y_i} \quad (2.5)$$

- c. Melakukan transformasi  $\ln$  terhadap fungsi likelihood pada persamaan (2.5) sehingga diperoleh persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \ln L(\beta) &= \ln B = \ln \left( \prod_{i=1}^n [p(\mathbf{x}_i)]^{y_i} [q(\mathbf{x}_i)]^{1-y_i} \right) \\ &= \ln \left( \prod_{i=1}^n [p(\mathbf{x}_i)]^{y_i} [1-p(\mathbf{x}_i)]^{1-y_i} \right) \end{aligned} \quad (2.6)$$

$$= \sum_{i=1}^n (y_i \ln p(\mathbf{x}) + (1 - y_i) \ln [1 - p(\mathbf{x})])$$

- d. Memaksimumkan fungsi likelihood pada persamaan (2.6) dengan menurunkan fungsi likelihoodnya terhadap parameter  $\boldsymbol{\beta}$  kemudian disamadengankan nol untuk mendapatkan estimasi parameter  $\boldsymbol{\beta}$ .

$$\frac{\partial \ln B}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \frac{\partial}{\partial \boldsymbol{\beta}} \left( \sum_{i=1}^n (y_i \ln [1 - \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x})]) + (1 - y_i) \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) \right) \quad (2.7)$$

Dari persamaan (2.7) diperoleh turunan pertama dari fungsi likelihoodnya adalah:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln B}{\partial \boldsymbol{\beta}} &= \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x}) \left( \frac{y_i}{1 - \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x})} - \frac{y_i - 1}{\Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}^T \mathbf{x})} \right) \\ &= 0 \end{aligned} \quad (2.8)$$

Berdasarkan metode MLE untuk estimasi parameter menghasilkan bentuk yang tidak *closed form* maka digunakan metode numerik yaitu iterasi Newton-Raphson dengan langkah-langkah sebagai berikut:

1. Menentukan vektor  $\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta})$  yang merupakan turunan pertama fungsi likelihood terhadap parameter  $\boldsymbol{\beta}$  dengan ukuran vektor  $(p+1) \times 1$ .

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\beta}) = \left[ \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} \right]_{(p+1) \times 1}$$

2. Menentukan matriks Hessian  $\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})$  yang elemennya adalah turunan kedua dari fungsi likelihood terhadap parameter  $\boldsymbol{\beta}$  dengan ukuran matriks  $(p+1) \times (p+1)$ .

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) = \left[ \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} \right]_{(p+1) \times (p+1)}$$

3. Iterasi dilakukan dari  $m = 0$  sehingga pada saat iterasi ke- $m$  dengan metode Newton Raphson diperoleh:

$$\boldsymbol{\beta}^{(m)} = \boldsymbol{\beta}^{(m-1)} - \left( \frac{\partial^2 \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta} \partial \boldsymbol{\beta}^T} \right)^{-1} \frac{\partial \ln L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}}$$

4. Jika sudah konvergen atau  $\|\beta^{(m)} - \beta^{(m-1)}\| \leq \delta$  dengan  $\delta$  adalah bilangan yang sangat kecil, maka proses iterasi akan berhenti.

### 2.1.2 Pengujian Signifikansi Parameter Model Probit Biner Univariat

Pengujian signifikansi parameter digunakan untuk menentukan variabel-variabel prediktor yang berpengaruh atau memiliki hubungan yang nyata (signifikan) dengan variabel respon dalam model probit biner univariat. Langkah pertama dalam pengujian statistik adalah menentukan hipotesis penelitian. Pengujian signifikansi parameter dalam model probit biner univariat dilakukan dalam dua bentuk pengujian sebagai berikut:

- a. Pengujian signifikansi parameter secara serentak/simultan.

Pengujian signifikansi parameter secara serentak/simultan adalah pengujian yang dilakukan untuk melihat pengaruh variabel prediktor secara keseluruhan. Adapun hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{Paling sedikit ada satu } \beta_l \neq 0, \text{ dengan } l = 1, 2, \dots, p$$

Statistik uji yang digunakan untuk pengujian signifikansi parameter secara serentak adalah statistik uji  $G^2$  atau disebut juga *likelihood ratio test* adalah sebagai berikut (Ratnasari, 2012):

$$G^2 = 2 \left[ \ln L(\hat{\Omega}) - \ln L(\hat{\omega}) \right] \quad (2.9)$$

dengan:

$$L(\hat{\Omega}) = \prod_{i=1}^n [1 - \Phi(\gamma - \beta^T \mathbf{x})]^{y_i} [\Phi(\gamma - \beta^T \mathbf{x})]^{1-y_i} \text{ adalah fungsi likelihood}$$

$$\text{dibawah populasi dan } L(\hat{\omega}) = \prod_{i=1}^n [1 - \Phi(\gamma - \beta_0)]^{y_i} [\Phi(\gamma - \beta_0)]^{1-y_i}$$

adalah fungsi likelihood dibawah  $H_0$ .

Statistik uji  $G^2$  mengikuti distribusi  $\chi^2_{\alpha, df}$ , sehingga keputusan untuk menolak  $H_0$  jika  $G^2 > \chi^2_{\alpha, df}$  pada taraf signifikansi sebesar  $\alpha$  dengan derajat bebas (df) adalah banyaknya parameter. Keputusan menolak  $H_0$

juga dapat dilihat dari nilai  $p$ -value. Jika  $p$ -value  $< \alpha$  maka keputusannya adalah tolak  $H_0$ .

b. Pengujian signifikansi parameter secara parsial.

Pengujian signifikansi parameter secara parsial adalah pengujian yang dilakukan untuk melihat pengaruh variabel prediktor secara parsial. Adapun hipotesisnya adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_l = 0$$

$$H_1 : \beta_l \neq 0 ; l = 1, 2, \dots, p$$

Statistik uji yang digunakan untuk pengujian signifikansi parameter secara parsial adalah statistik uji Wald. Formula uji Wald adalah sebagai berikut:

$$W = \frac{\hat{\beta}_l}{SE(\hat{\beta}_l)} \quad (2.10)$$

Statistik uji Wald mengikuti distribusi normal standar, sehingga keputusan menolak  $H_0$  jika  $|W| > Z_{\alpha/2}$  pada taraf signifikansi sebesar  $\alpha$  atau tolak  $H_0$  jika  $p$ -value  $< \alpha$ .

## 2.2 Model Probit Biner Bivariat

Model probit biner bivariat adalah model yang menggambarkan hubungan antara dua variabel respon yang berbentuk data kategorik biner dengan satu atau lebih variabel prediktor yang berbentuk data kategorik, data kontinu maupun gabungan data kategorik dan data kontinu. Asumsi yang digunakan dalam model probit biner bivariat adalah antar variabel respon memiliki hubungan. Model probit bivariat merupakan pengembangan dari model probit univariat, sehingga di dalam model probit bivariat terdapat dua model atau persamaan yang menjadi bentuk umumnya.

Misal diberikan variabel respon  $Y_1$  dan  $Y_2$  dimana kedua variabel tersebut terbentuk dari variabel yang tidak teramati  $Y_1^*$  dan  $Y_2^*$ . Persamaan kedua variabel tersebut adalah sebagai berikut:

$$y_1^* = \beta_1^T \mathbf{x} + \varepsilon_1 \quad (2.11)$$



dan

$$y_2^* = \beta_2^T \mathbf{x} + \varepsilon_2 \quad (2.12)$$

dengan:

$$\mathbf{x} = [1 \quad x_1 \quad \cdots \quad x_p]^T$$

$$\beta_1 = [\beta_{10} \quad \beta_{11} \quad \cdots \quad \beta_{1p}]^T$$

$$\beta_2 = [\beta_{20} \quad \beta_{21} \quad \cdots \quad \beta_{2p}]^T$$

$\mathbf{x}$ ,  $\beta_1$  dan  $\beta_2$  adalah vektor berukuran  $(p+1) \times 1$  dimana  $p$  adalah banyaknya variabel prediktor. Dalam model probit biner bivariat terdapat beberapa asumsi, antara lain:

1.  $E(\varepsilon_1) = E(\varepsilon_2) = 0$
2.  $Var(\varepsilon_1) = Var(\varepsilon_2) = 1$
3.  $Cov(\varepsilon_1, \varepsilon_2) = \rho$

Dari asumsi pada  $\varepsilon_1$  dan  $\varepsilon_2$  sehingga kedua variabel respon mengikuti distribusi normal yang dapat dinotasikan menjadi  $Y_1^* \sim N(\beta_1^T \mathbf{x}, 1)$  dan  $Y_2^* \sim N(\beta_2^T \mathbf{x}, 1)$ . Seperti halnya dengan model probit biner univariat, pembentukan kategori pada variabel respon model probit biner bivariat dengan menentukan *threshold* pada variabel respon yang tidak teramati. Misalnya pengkategorian tersebut adalah sebagai berikut:

- a. Model  $y_1^* = \beta_1^T \mathbf{x} + \varepsilon_1$  dengan memisalkan *threshold* adalah  $\gamma$  sehingga pengkategorian adalah:
 
$$Y_1 = 0 \text{ jika } y_1^* \leq \gamma \text{ dan}$$

$$Y_1 = 1 \text{ jika } y_1^* > \gamma$$
- b. Model  $y_2^* = \beta_2^T \mathbf{x} + \varepsilon_2$  dengan memisalkan *threshold* adalah  $\delta$  sehingga pengkategorian adalah:
 
$$Y_2 = 0 \text{ jika } y_2^* \leq \delta \text{ dan}$$

$$Y_2 = 1 \text{ jika } y_2^* > \delta$$

Variabel yang tidak teramati  $Y_1^*$  dan  $Y_2^*$ , kedua variabel mengikuti distribusi normal. Karena ada lebih dari satu variabel random yang dalam hal ini terdapat dua buah variabel random mengikuti distribusi normal maka menghasilkan distribusi normal bivariat. Distribusi normal bivariat mempunyai PDF sebagai berikut:

$$f(y_1^*, y_2^*) = \frac{1}{2\pi\sqrt{|\Sigma|}} \exp\left(-\frac{1}{2} \begin{bmatrix} y_1^* - \beta_1^T \mathbf{x} \\ y_2^* - \beta_2^T \mathbf{x} \end{bmatrix}^T \Sigma^{-1} \begin{bmatrix} y_1^* - \beta_1^T \mathbf{x} \\ y_2^* - \beta_2^T \mathbf{x} \end{bmatrix}\right) \quad (2.13)$$

dengan:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Dan PDF normal standar bivariatnya adalah sebagai berikut:

$$\phi(z_1, z_2) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left(-\frac{1}{2(1-\rho^2)}(z_1^2 - 2\rho z_1 z_2 + z_2^2)\right) \quad (2.14)$$

Sehingga probabilitas bersama  $Z_1$  dan  $Z_2$  adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} P(Y_1^* < \gamma, Y_2^* < \delta) &= P(Z_1 < \gamma - \beta_1^T \mathbf{x}, Z_2 < \delta - \beta_2^T \mathbf{x}) \\ &= P(Z_1 < z_1, Z_2 < z_2) \\ &= \int_{-\infty}^{z_2} \int_{-\infty}^{z_1} \phi(z_1, z_2) dz_1 dz_2 \\ &= \Phi(z_1, z_2) \end{aligned}$$

Dengan  $\Phi(z_1, z_2)$  adalah CDF normal standar bivariat. Dan  $P(Y_1^* < \gamma, Y_2^* < \delta)$  dapat ditulis sebagai  $P(Y_1 = 0, Y_2 = 0)$  atau  $p_{00}(\mathbf{x})$ , untuk probabilitas yang lain ditulis dengan cara yang sama. Tabel kontingensi frekuensi dua arah untuk variabel  $Y_1$  dan  $Y_2$  adalah sebagai berikut:

Tabel 2.1 Tabel Frekuensi Dua Arah untuk Variabel  $Y_1$  dan  $Y_2$

Variabel Respon $Y_1$	Variabel Respon $Y_2$	
	$Y_2 = 0$	$Y_2 = 1$
$Y_1 = 0$	$Y_{00}$	$Y_{01}$
$Y_1 = 1$	$Y_{10}$	$Y_{11}$

Dari tabel diatas dapat diketahui vektor variabel respon  $\mathbf{Y} = [Y_{11} \ Y_{10} \ Y_{01}]^T$  berdistribusi multinomial yang dapat dituliskan dengan  $\mathbf{Y} \sim M(1; p_{11}(\mathbf{x}), p_{10}(\mathbf{x}), p_{01}(\mathbf{x}))$ .

### 2.2.1 Estimasi Parameter Model Probit Biner Bivariat

Metode yang digunakan dalam estimasi parameter model probit biner bivariat adalah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Langkah pertama untuk mendapatkan estimasi parameter model probit bivariat adalah membentuk tabel kontingensi (Ratnasari, 2012). Persamaan yang dihasilkan dalam estimasi parameter model probit bivariat tidak *closed formed*, sehingga metode iterasi *Newton-Raphson* digunakan sebagai penyelesaiannya.

Untuk mendapatkan turunan pertama dan kedua terhadap parameter  $\beta_1, \beta_2, \rho$  maka diperlukan beberapa konsep dasar tentang turunan vektor dengan menggunakan **Lemma 2.1** (Dudewics dan Mishra 1988). Konsepnya adalah sebagai berikut:

- a. Jika diberikan vector  $\mathbf{a}$  yang berukuran  $p \times 1$  dan  $\mathbf{w}$  berukuran  $p \times 1$ , maka

$$\frac{\partial(\mathbf{a}^T \mathbf{w})}{\partial \mathbf{a}} = \mathbf{w}.$$

- b. Jika  $\Phi(\mathbf{a}^T \mathbf{w})$  adalah distribusi kumulatif normal, maka  $\frac{\partial \Phi(\mathbf{a}^T \mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}} = \mathbf{a} \phi(\mathbf{a}^T \mathbf{w})$ ,

dengan  $\mathbf{a} \phi(\mathbf{a}^T \mathbf{w})$  adalah distribusi normal standar.

c. Jika  $\mathbf{a}\phi(\mathbf{a}^T \mathbf{w})$  adalah distribusi normal standar, maka

$$\frac{\partial \phi(\mathbf{a}^T \mathbf{w})}{\partial \mathbf{w}} = -\mathbf{a}(\mathbf{a}^T \mathbf{w})\phi(\mathbf{a}^T \mathbf{w}).$$

### 2.2.2 Pengujian Parameter Model Probit Biner Bivariat

Pengujian parameter digunakan untuk mengetahui apakah variabel prediktor mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon  $Y_1$  dan  $Y_2$ . Terdapat dua pengujian parameter dalam model probit biner bivariat yaitu pengujian parameter secara simultan dan parsial.

#### ➤ Pengujian Parameter Model Probit Biner Bivariat secara Simultan

Pengujian parameter secara simultan untuk mengetahui apakah keseluruhan variabel prediktor memiliki pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon  $Y_1$  dan  $Y_2$  atau minimal ada satu variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hipotesis pengujian parameter secara simultan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1p} = 0 \text{ dan } \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2p} = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{uv} \neq 0 \text{ dengan } u=1,2 \text{ dan } v=1,2,\dots,p$$

Statistik uji untuk pengujian parameter secara simultan (Ratnasari, 2012) adalah sebagai berikut:

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^n \left[ y_{1i} \ln \left( \frac{\hat{p}_{2i} - \hat{p}_{0i}}{\hat{p}_{2i} - \hat{p}_{0i}} \right) + y_{10i} \ln \left( \frac{\hat{p}_{1i} - \hat{p}_{2i} + \hat{p}_{0i}}{\hat{p}_{1i} - \hat{p}_{2i} + \hat{p}_{0i}} \right) + y_{10i} \ln \left( \frac{\hat{p}_{0i}}{\hat{p}_{0i}} \right) + y_{00i} \ln \left( \frac{1 - \hat{p}_{1i} - \hat{p}_{0i}}{1 - \hat{p}_{1i} - \hat{p}_{0i}} \right) \right] \quad (2.15)$$

Keputusan tolak  $H_0$  pada tingkat signifikansi sebesar  $\alpha$  jika  $G^2 > \chi^2_{\alpha, df}$  dengan derajat bebas (db) adalah banyaknya parameter dibawah populasi dikurangi banyaknya parameter dibawah  $H_0$  atau tolak  $H_0$  jika  $p\text{-value} < \alpha$ .

#### ➤ Pengujian Parameter Model Probit Biner Bivariat secara Parsial

Pengujian parameter secara parsial untuk mengetahui apakah masing-masing variabel prediktor mempunyai pengaruh yang signifikan terhadap variabel respon  $Y_1$  dan  $Y_2$ . Adapun hipotesis dalam pengujian parameter secara parsial adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{uv} = 0$$

$$H_1 : \beta_{uv} \neq 0 \text{ dengan } u=1,2 \text{ dan } v=1,2,\dots,p$$

Statistik uji untuk pengujian parameter secara parsial (Ratnasari, 2012) adalah sebagai berikut:

$$G^2 = 2 \sum_{i=1}^n \left[ y_{11i} \ln \left( \frac{\hat{p}_{11i}}{\hat{p}_{11i}^{**}} \right) + y_{10i} \ln \left( \frac{\hat{p}_{10i}}{\hat{p}_{10i}^{**}} \right) + y_{01i} \ln \left( \frac{\hat{p}_{01i}}{\hat{p}_{01i}^{**}} \right) + y_{00i} \ln \left( \frac{\hat{p}_{00i}}{\hat{p}_{00i}^{**}} \right) \right] \quad (2.16)$$

Keputusan menolak  $H_0$  pada tingkat signifikansi sebesar  $\alpha$  jika  $G^2 > \chi_{\alpha,1}^2$ , hal ini dikarenakan apabila  $n \rightarrow \infty$  maka *likelihood ratio*  $G^2$  asymtotik berdistribusi  $\chi_1^2$ .

### 2.3 Uji Dependensi Dua Variabel Respon

Asumsi yang digunakan dalam model probit biner bivariat adalah antar variabel respon memiliki hubungan. Untuk melihat hubungan antar variabel respon digunakan uji *Chi-Square* (Ramachandran dan Tsokos, 2009). Langkah pertama yang harus dilakukan dalam uji *Chi-Square* adalah membuat tabel kontingensi. Tabel kontingensi diklasifikasikan berdasarkan dua faktor yaitu faktor baris yang memiliki tingkat  $r$  kategori dan faktor kolom yang memiliki tingkat  $c$  kategori. Data penelitian akan ditampilkan dalam contoh tabel kontingensi berikut, dimana  $n_{ij}$  adalah jumlah data dibawah baris  $i$  dan kolom  $j$ . Berikut tabel kontingensi dua arah dengan  $i=1,2,\dots,r$  dan  $j=1,2,\dots,c$  (Ramachandran dan Tsokos, 2009).

Tabel 2.2 Tabel Kontingensi Berdasarkan Dua Variabel

Variabel 1	Variabel 2				Total Baris
	1	2	...	$c$	
1	$n_{11}$	$n_{12}$	...	$n_{1c}$	$n_{1\bullet}$
2	$n_{21}$	$n_{22}$	...	$n_{2c}$	$n_{2\bullet}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	...	$\vdots$	
$r$	$n_{r1}$	$n_{r2}$	...	$n_{rc}$	$n_{r\bullet}$
Total Kolom	$n_{\bullet 1}$	$n_{\bullet 2}$	...	$n_{\bullet c}$	$N$

Dengan  $N = \sum_{j=1}^c n_{\bullet j} = \sum_{i=1}^r n_{i\bullet} = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c n_{ij}$  adalah total data penelitian. Hipotesis dalam uji chi-square untuk melihat hubungan antar dua variabel adalah sebagai berikut:

$H_0$  = variabel 1 dan variabel 2 saling bebas (independen)

$H_1$  = variabel 1 dan variabel 2 tidak saling bebas (dependen)

Statistik ujinya adalah:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \sum_{j=1}^c \frac{(O_{ij} - E_{ij})^2}{E_{ij}} \quad (2.17)$$

dengan:  $O_{ij} = n_{ij}$  dan  $E_{ij} = \frac{n_{i\bullet} \times n_{\bullet j}}{N}$

Statistik uji  $\chi^2$  dibawah  $H_0$  memiliki pendekatan distribusi *Chi-Square* dengan derajat bebas  $(r-1)(c-1)$ . Sehingga berdasarkan statistik uji  $\chi^2$  keputusan untuk menolak  $H_0$  jika  $\chi^2 > \chi^2_{\alpha, (r-1)(c-1)}$ . Asumsi yang digunakan dalam uji *Chi-Square* adalah nilai harapan dalam tiap sel tidak boleh kurang dari satu dan tidak boleh lebih dari 20 persen sel mempunyai nilai harapan kurang dari lima.

## 2.4 Uji Multikolinieritas

Multikolinieritas adalah kejadian adanya korelasi yang tinggi antar variabel bebas. Artinya ada korelasi yang tinggi antara  $X_1, X_2, \dots, X_p$  (Suharjo, 2013). Untuk melihat besarnya korelasi bisa dilihat dengan beberapa metode. Metode tersebut antara lain sebagai berikut:

### 1. Korelasi *Pearson*

Korelasi *Pearson* merupakan korelasi yang menggambarkan kekuatan hubungan dari data-data yang bertipe interval atau rasio (Suharjo, 2013).

### 2. Korelasi *Phi*

Korelasi *Phi* merupakan korelasi yang mengukur kekuatan hubungan antara dua variabel yang berskala nominal atau dikotomis (Israel, 2008).

### 3. Korelasi *Kendall's Tau*

Korelasi *Kendall's Tau*,  $\tau$  merupakan ukuran korelasi yang digunakan untuk melihat hubungan antara dua variabel yang berskala ordinal (Chapman dan Hall, 1992).

Menurut Gujarati (2013), korelasi berpasangan atau zero order diantara dua prediktor tinggi yaitu melebihi 0,8, maka multikolinieritas merupakan masalah yang serius. Atau dapat disimpulkan bahwa jika korelasi antar variabel prediktor kurang dari 0,8 maka tidak terjadi multikolinieritas.

## 2.5 *Goodness of Fit Model Probit Biner Bivariat*

Model probit biner bivariat dalam menguji kebaikan modelnya menggunakan  $R^2$  Mcfadden dan *Akaike Information Criterion* (AIC). Untuk kriteria  $R^2$  Mcfadden, model semakin baik jika nilai  $R^2$  Mcfadden semakin besar. Nilai  $R^2$  Mcfadden didapatkan dari formula sebagai berikut:

$$R_{mf}^2 = \frac{D_{null} - D_{model}}{D_{null}} \quad (2.18)$$

dengan:

$$R_{mf}^2 = R^2 \text{ Mcfadden}$$

$D_{null}$  = fungsi *likelihood* terbatas yaitu hanya konstanta yang dilibatkan dalam model

$D_{model}$  = fungsi *likelihood* tidak terbatas, yaitu semua variabel independen dilibatkan dalam model

Untuk kriteria kebaikan model dengan AIC, model dikatakan semakin baik jika nilai AIC semakin kecil. AIC merupakan suatu kriteria kebaikan model dari parameter yang diestimasi berdasarkan metode maksimum *likelihood* (Konishi dan Kitagawa, 2008). Nilai AIC diperoleh dari formula sebagai berikut:

$$AIC = -2 \ln L\left(\hat{\theta}\right) + 2p \quad (2.19)$$



dengan  $L(\hat{\theta})$  adalah nilai maksimum fungsi *likelihood* dan  $p$  adalah banyaknya parameter.

## 2.6 Sistem Kekebalan Tubuh

Sistem imun adalah semua mekanisme yang digunakan tubuh untuk mempertahankan keutuhan tubuh sebagai perlindungan terhadap bahaya yang dapat ditimbulkan oleh berbagai bahan di lingkungan sekitar (Prasetyono, 2009). Pada balita kekebalan tubuh dari suatu penyakit sangat diperlukan karena dapat mencegah dari kematian. Pada usia bayi hingga balita merupakan usia yang sangat rentan terhadap penyakit terutama yang diakibatkan oleh bakteri dan virus. Sehingga daya tahan tubuh yang kebal akan membuat balita terjaga dan terlindungi dari penyakit. Kekebalan tubuh pada balita dapat diperoleh dari pemberian imunisasi atau vaksinasi dan pemberian ASI eksklusif.

Salah satu cara yang tepat mengantisipasi kemungkinan anak terinfeksi penyakit yang sewaktu-waktu mengancam ialah pemberian imunisasi sebagaimana yang dianjurkan. Imunisasi sangat diperlukan demi memberikan perlindungan, pencegahan, sekaligus membangun kekebalan tubuh anak terhadap berbagai penyakit menular maupun penyakit berbahaya yang dapat menimbulkan kecacatan tubuh, bahkan kematian. Pemberian imunisasi secara lengkap dan sesuai jadwal bukan hanya bermanfaat untuk menghasilkan kekebalan tubuh terhadap penyakit, melainkan juga mencegah penularan penyakit atau wabah (Mahayu, 2014).

Selain imunisasi, untuk menjaga kekebalan tubuh adalah dengan memberikan ASI eksklusif pada balita. Karena kandungan ASI merupakan sumber antibodi terbaik dan terbanyak dibandingkan dengan susu formula maupun susu tambahan lainnya. Di dalam ASI, sebagian besar komponen sistem imun sudah lengkap tersedia, sehingga sangat baik untuk pertumbuhan dan perkembangan bayi serta menjaga daya tahan tubuh balita dan terhindar dari serangan penyakit (Prasetyono, 2009).

### 2.6.1 Imunisasi Dasar

Imunisasi merupakan salah satu jenis usaha memberikan kekebalan kepada anak dengan memasukkan vaksin ke dalam tubuh supaya tubuh membuat zat anti untuk mencegah penyakit tertentu (Hidayat, 2008). Sedangkan yang dimaksud vaksin adalah bahan yang digunakan untuk merangsang pembentukan zat anti, yang dimasukkan ke dalam tubuh melalui suatu suntikan (misalnya vaksin BCG, DPT dan campak) dan mulut (misalnya vaksin polio).

Dalam Keputusan Menteri Kesehatan Republik Indonesia No. 1661/MENKES/SK/XI/2005 tentang penyelenggaraan imunisasi yang dimaksud imunisasi dasar adalah pemberian imunisasi awal untuk mencapai kadar kekebalan diatas ambang perlindungan.

Program imunisasi merupakan cara terbaik untuk melindungi seseorang dari serangan penyakit yang berbahaya dan mematikan, khususnya bagi bayi dan anak-anak. Beberapa penelitian membuktikan bahwa banyak kematian akibat penyakit bisa dicegah dengan imunisasi. Sehingga dengan adanya imunisasi, diharapkan bisa menurunkan angka morbiditas dan mortalitas, serta mengurangi kecacatan akibat penyakit (Hidayat, 2008).

Adapun manfaat imunisasi bagi bayi dan anak-anak antara lain sebagai berikut (Mahayu, 2014):

1. Menghindarkan bayi dan anak dari serangan penyakit.
2. Meningkatkan kekebalan anak terhadap penyakit tertentu.
3. Memperkecil kemungkinan terjadinya penyakit menular.
4. Meningkatkan derajat kesehatan nasional karena semakin jarang penyakit.
5. Menghemat biaya untuk keperluan berobat.

Jenis-jenis vaksin imunisasi dasar yang diberikan dalam program imunisasi adalah sebagai berikut (Mahayu, 2014):

a. Vaksin BCG ( Bacillus Calmette Guérin )

Diberikan pada umur sebelum 2 bulan. Namun untuk mencapai cakupan yang lebih luas, Departemen Kesehatan Mengajukan pemberian BCG pada umur antara 0-12 bulan.

b. Hepatitis B

Diberikan sebanyak 3 kali yaitu segera setelah lahir, mengingat vaksinasi hepatitis B merupakan upaya pencegahan yang sangat efektif untuk memutuskan rantai penularan melalui transmisi maternal dari ibu pada bayinya. Kemudian pemberian kedua setelah 1 bulan suntikan pertama dan pemberian ketiga interval 1 sampai 5 bulan setelah suntikan kedua.

c. DPT (Difteri Pertusis Tetanus)

Diberikan 3 kali sejak umur 2 bulan ( DPT tidak boleh diberikan sebelum umur 6 minggu ) dengan interval 4-8 minggu.

d. Polio

Diberikan sebanyak 4 kali yaitu segera setelah lahir sesuai pedoman Program Pengembangan Imunisasi (PPI) sebagai tambahan untuk mendapatkan cakupan yang tinggi. Kemudian pada usia 2, 4, dan 6 bulan.

e. Campak

Rutin dianjurkan dalam satu dosis 0,5 ml secara sub-kutan pada lengan kiri atas, pada umur 9-10 bulan.

## **2.6.2 ASI Eksklusif**

ASI eksklusif atau lebih tepat pemberian ASI secara eksklusif adalah bayi hanya diberi ASI saja, tanpa tambahan cairan seperti susu formula, jeruk, madu, air teh, air putih dan tanpa tambahan makanan padat seperti pisang, papaya, bubur susu, biskuit, bubur nasi dan tim (Roesli, 2000). ASI Eksklusif menurut WHO adalah pemberian ASI saja pada bayi sampai usia 6 bulan tanpa tambahan cairan ataupun makanan lain karena ASI merupakan makanan ideal bagi bayi. Pemberian ASI Eksklusif ini dianjurkan untuk jangka waktu sampai 6 bulan, setelahnya bayi mulai diperkenalkan dengan makanan padat, sedangkan ASI dapat diberikan sampai bayi berusia dua tahun atau bahkan lebih dari dua tahun.

Pemberian ASI eksklusif oleh pemerintah Republik Indonesia sedang digalakkan dengan adanya PP No.33 Tahun 2012 tentang pemberian ASI eksklusif. Hal ini menunjukkan kecenderungan yang sangat positif, karena kebutuhan makanan bayi pada 6 bulan pertama setelah kelahiran memang diperoleh dari ASI. Dalam hal ini ayah adalah figure utama yang memberi

dukungan kepada ibu dalam memberikan ASI eksklusif bagi bayinya (Prasetyono, 2009).

Adanya faktor protektif dan nutrient yang sesuai dalam ASI menjamin status gizi bayi serta kesakitan dan kematian anak menurun. Beberapa penelitian epidemiologis menyatakan bahwa ASI melindungi bayi dan anak dari penyakit infeksi, misalnya diare, *otitis media*, dan infeksi saluran pernafasan akut bagian bawah. Kolostrum mengandung zat kekebalan 10-17 kali lebih banyak dari susu matang (matur). Zat kekebalan yang terdapat pada ASI antara lain akan melindungi bayi dari penyakit diare dan menurunkan kemungkinan bayi terkena penyakit infeksi telinga, batuk, pilek dan penyakit alergi (Pusdatin, 2014).

Adapun manfaat ASI eksklusif akan mendatangkan keuntungan bagi bayi, ibu, keluarga, masyarakat dan negara (Prasetyono, 2009). Manfaat ASI bagi bayi antara lain sebagai berikut:

1. Ketika bayi berusia 6-12 bulan, ASI bertindak sebagai makanan utama bayi, karena mengandung lebih dari 60 persen kebutuhan bayi. Setelah berumur 1 tahun, meskipun ASI hanya bisa memenuhi 30 persen dari kebutuhan bayi, pemberian ASI tetap dianjurkan.
2. Pemberian ASI dapat mengurangi resiko infeksi lambung dan usus, sembelit serta alergi.
3. Pemberian ASI dapat meningkatkan kekebalan tubuh bayi.
4. ASI selalu tersedia ketika bayi menginginkannya.
5. Ketika bayi sakit, ASI adalah makanan yang terbaik untuk diberikan kepadanya.

Manfaat ASI bagi ibu antara lain sebagai berikut:

1. Isapan bayi dapat membuat Rahim menciut, mempercepat kondisi ibu untuk kembali ke masa prakehamilan, serta mengurangi risiko perdarahan.
2. Lemak di sekitar panggul dan paha yang ditimbun pada masa kehamilan berpindah ke dalam ASI, sehingga ibu lebih cepat langsing kembali.
3. Resiko terkena kanker rahim dan kanker payudara lebih rendah.

Manfaat ASI bagi keluarga adalah sebagai berikut:

1. Tidak perlu menghabiskan banyak uang untuk membeli susu formula dan peralatannya.

2. Jika bayi sehat, berarti keluarga mengeluarkan lebih sedikit biaya untuk perawatan kesehatan dan menghemat waktu keluarga.
3. Penjarangan kehamilan lantaran efek kontrasepsi MAL dari ASI eksklusif.

Manfaat ASI bagi negara adalah sebagai berikut:

1. Bayi sehat membuat negara lebih sehat.
2. Penghematan pada sektor kesehatan, karena jumlah bayi yang sakit hanya sedikit.
3. Memperbaiki kelangsungan hidup anak dan menurunkan angka kematian.

### **2.6.3 Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif**

Pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif termasuk dalam determinan perilaku kesehatan. Dalam teori yang dikembangkan oleh Lawrence Green sejak 1980 yang dikenal dengan teori *preced-proceed* kesehatan seseorang atau masyarakat dipengaruhi oleh dua faktor pokok, yakni faktor perilaku (*behavior causes*) dan faktor diluar perilaku (*non-behaviour causes*). Selanjutnya faktor perilaku kesehatan seseorang dipengaruhi oleh tiga faktor utama yaitu (Notoatmodjo, 2014):

- a. Faktor predisposisi (*predisposing factors*), yang terwujud dalam bentuk pengetahuan, sikap, kepercayaan, keyakinan dan nilai-nilai persepsi. Komponen predisposisi terdiri dari :
  1. Faktor demografi, usia, jenis kelamin dan status perkawinan.
  2. Faktor struktur sosial, pendidikan, pekerjaan, suku atau ras.
  3. Faktor keyakinan terhadap kesehatan (pengetahuan, kepercayaan dan persepsi).
- b. Faktor pemungkin (*enabling factors*), yang terwujud dalam lingkungan fisik, tersedianya fasilitas dan sarana kesehatan. Komponennya antara lain:
  1. Sumber daya keluarga (penghasilan keluarga, akses, kemampuan membeli jasa, pengetahuan tentang pelayanan kesehatan yang dibutuhkan).
  2. Sumber daya masyarakat (jumlah sarana kesehatan yang ada, jarak ke fasilitas, ketersediaan petugas kesehatan, ketersediaan obat, ketersediaan sarana dan kemudahan rujukan).

- c. Faktor pendorong (*reinforcing factors*), yang terwujud dalam sikap dan perilaku petugas kesehatan atau petugas lainnya yang merupakan kelompok-kelompok panutan dari perilaku masyarakat.

## **2.7 Penelitian Sebelumnya tentang Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif**

Penelitian-penelitian tentang imunisasi dasar dan ASI eksklusif telah banyak dilakukan. Namun penelitian sebelumnya antara penelitian tentang imunisasi dan penelitian tentang ASI eksklusif dilakukan secara terpisah. Dari penelitian sebelumnya di dapatkan hasil variabel yang signifikan adalah sebagai berikut:

1. Umur ibu dan umur perkawinan pertama ibu

Umur ibu merupakan faktor yang berhubungan dengan status imunisasi dan pemberian ASI eksklusif kepada anaknya. Hasil penelitian Wardhana (2001) menyebutkan bahwa ibu yang berumur 30 tahun atau lebih cenderung imunisasi anaknya tidak lengkap dibandingkan dengan ibu yang berumur lebih muda. Hasil penelitian Santosa (2009) menunjukkan bahwa umur ibu dan umur perkawinan pertama ibu berpengaruh signifikan terhadap pemberian ASI eksklusif pada rumah tangga miskin di Provinsi Sulawesi Tengah.

2. Pendidikan ibu dan status bekerja ibu

Pendidikan ibu berpengaruh terhadap status imunisasi anak. Ibu berpendidikan rendah status imunisasinya cenderung tidak lengkap (Wardhana, 2001). Hasil penelitian Utomo (2008) menunjukkan bahwa proporsi ibu yang tidak bekerja, status imunisasi anaknya cenderung tidak lengkap dibandingkan dengan ibu yang bekerja. Berdasarkan penelitian Santosa (2009), pemberian ASI Eksklusif dipengaruhi oleh pendidikan dan status bekerja ibu.

3. Pendidikan bapak dan pekerjaan bapak

Menurut Litman dan Weiss (1994), wanita-wanita yang menyusui bayinya adalah wanita yang disusui ketika masih bayi, mempunyai teman yang menyusui bayinya, dan menerima dukungan dari tenaga kesehatan dan suaminya. Hal ini diperkuat hasil penelitian Santosa (2009) yang menunjukkan bahwa pendidikan bapak berpengaruh signifikan terhadap

pemberian ASI eksklusif. Hasil penelitian Ertanto (2010) membuktikan bahwa pekerjaan bapak berpengaruh signifikan terhadap status imunisasi anak.

4. Jumlah anak lahir hidup (paritas)

Jumlah anak adalah salah satu faktor yang mempengaruhi ibu dalam melakukan atau berperilaku terhadap pemanfaatan pelayanan kesehatan. Hasil penelitian Wardhana (2001) menyatakan bahwa ibu yang mempunyai anak tiga orang atau lebih cenderung imunisasi dasar anaknya tidak lengkap dibandingkan dengan ibu yang memiliki anak satu atau dua orang saja. Jumlah anak merupakan faktor lain yang berhubungan dengan kematangan dan pengalaman ibu dalam mengasuh dan merawat anaknya (Mosley dan Chen, 1984). Hal ini dibuktikan oleh penelitian Santosa (2009) yang menunjukkan bahwa jumlah anak lahir hidup berpengaruh signifikan terhadap pemberian ASI eksklusif.

5. Penolong Kelahiran

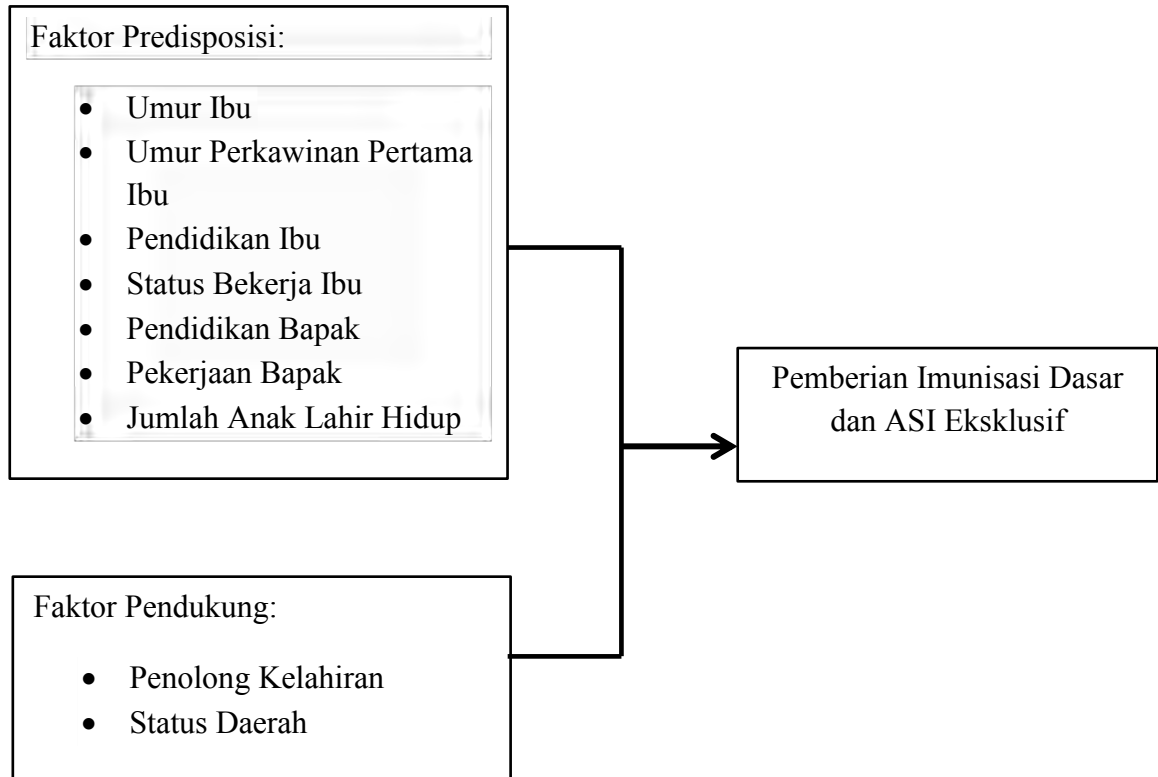
Penolong kelahiran berpengaruh terhadap kontak pertama imunisasi hepatitis B bayi yaitu ibu yang persalinannya ditolong oleh tenaga kesehatan bayinya mempunyai peluang 3,3 kali untuk mendapatkan HB-1 nya pada usia dini dibanding bayi dari ibu yang persalinannya ditolong oleh bukan tenaga kesehatan (Suandi, 2001). Hal ini diperkuat oleh penelitian Sandra (2010) yang menunjukkan bahwa penolong kelahiran berpengaruh signifikan terhadap status imunisasi dasar pada anak. Hasil penelitian Maryati (2009) menyatakan bahwa penolong kelahiran berpengaruh signifikan terhadap pemberian ASI eksklusif.

6. Status Daerah

Penelitian Idwar (2000) menyatakan bahwa ada hubungan antara status imunisasi dengan jarak ke fasilitas kesehatan. Hal ini dikarenakan ibu akan mencari pelayanan kesehatan yang terdekat dengan rumahnya karena pertimbangan aktivitas lain yang harus diselesaikan. Hasil penelitian Purnamawati (2003) menyatakan bahwa status daerah tempat tinggal berpengaruh signifikan terhadap pola pemberian ASI.

## 2.8 Kerangka Penelitian

Dari penjabaran sebelumnya, dapat diketahui faktor-faktor yang dapat mempengaruhi pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif adalah sebagai berikut:



Gambar 2.1 Kerangka Penelitian



*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BAB 3

### METODOLOGI PENELITIAN

#### 3.1 Kajian Teori

Dalam kajian teori akan mengkaji estimasi parameter model probit biner bivariat. Adapun tahapan estimasi parameter model probit biner bivariat dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) adalah sebagai berikut:

1. Membuat tabel kontingensi  $(2 \times 2)$ .
2. Menentukan  $p_{11}, p_{10}, p_{01}$  dan  $p_{00}$ .
3. Menentukan fungsi *likelihood* dari model probit biner bivariat dimana variabel respon  $Y$  dalam model probit berdistribusi multinomial  $Y \sim M(1, p_{11}(\mathbf{x}_i), p_{10}(\mathbf{x}_i), p_{01}(\mathbf{x}_i))$ , yaitu  $L(\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \rho) = Q$ .
4. Menentukan logaritma natural dari fungsi *likelihood* untuk mendapatkan estimasi parameter  $\boldsymbol{\beta}$  dan  $\rho$  yaitu  $\ln L(\boldsymbol{\beta}_1, \boldsymbol{\beta}_2, \rho) = \ln Q$ .
5. Menentukan vektor  $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta})$  yang merupakan turunan pertama dari fungsi *likelihood* terhadap semua parameter.

$$\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}) = \left[ \frac{\partial \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \quad \frac{\partial \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} \quad \frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} \right]^T$$

6. Menentukan matriks Hessian  $\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta})$  yang komponennya merupakan turunan kedua dari fungsi *likelihood* terhadap semua parameter.

$$\mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_1^T} & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \rho} \\ & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \rho} \\ \text{simetris} & & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial^2 \rho} \end{bmatrix}$$

7. Mendapatkan estimasi parameter dengan iterasi *Newton-Raphson* dengan rumus iterasi yaitu  $\boldsymbol{\theta}^{(m)} = \boldsymbol{\theta}^{(m-1)} - \left[ \mathbf{H}(\boldsymbol{\theta}^{(m-1)}) \right]^{-1} \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}^{(m-1)})$ .

Algoritma untuk mendapatkan estimasi parameter menggunakan metode iterasi *Newton-Raphson* adalah sebagai berikut:

1. Menentukan *starting value* atau menentukan nilai awal dari  $\hat{\theta}$  pada saat iterasi pertama yaitu  $\hat{\beta}_1 = 0, \hat{\beta}_2 = 0$  dan  $\rho = 0$ .
2. Mulai dari iterasi pertama atau  $m = 0$  kemudian dilakukan iterasi dengan menghitung  $\theta^{(m)} = \theta^{(m-1)} - [\mathbf{H}(\theta^{(m-1)})]^{-1} \mathbf{g}(\theta^{(m-1)})$ .
3. Jika  $\|\theta^{(m)} - \theta^{(m-1)}\| \leq \Theta$  dimana  $\Theta$  adalah bilangan yang sangat kecil maka iterasi berhenti dan didapatkan hasil perhitungan, jika tidak maka ulangi langkah sebelumnya.

## 3.2 Kajian Terapan

### 3.2.1 Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang berasal dari hasil Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) provinsi Kalimantan Selatan tahun 2013. Unit analisis yang akan diteliti adalah rumah tangga yang memiliki balita usia 2-4 tahun atau 24-59 bulan.

### 3.2.2 Metode Pengumpulan Data

Susenas dilakukan diseluruh Indonesia yang mencakup 497 kabupaten/kota dengan jumlah sampel sebanyak 300.000 rumah tangga setiap tahun yang dibagi menjadi empat triwulan. Untuk Provinsi Kalimantan Selatan pada tahun 2013, sampel Susenas sebanyak 752 Blok Sensus (BS) yang tersebar di wilayah perkotaan dan pedesaan dengan jumlah sampel sebanyak 7520 rumah tangga. Dari 7520 rumah tangga diperoleh 1103 rumah tangga yang digunakan dalam penelitian ini.

Pemilihan sampel rumah tangga susenas berdasarkan kerangka sampel pemilihan wilayah pencacahan (wilcah) dan BS secara *pps (probability proportional to size)*. Langkah-langkah pemilihan sampel rumah tangga susenas adalah sebagai berikut:

- a. Berdasarkan kerangka sampel ( $N_w$  wilcah) diambil sampel  $n_w$  wilcah secara pps diperoleh 30.000 wilcah. Kemudian dibagi menjadi 7.500 untuk masing-masing triwulan.
- b. Dipilih satu BS secara pps dengan size jumlah rumah tangga SP RBL1.
- c. Dari BS terpilih, pengambilan sampel rumah tangga dilakukan secara sistematis sebanyak 10 sampel rumah tangga dari hasil pemutakhiran listing rumah tangga SP 2010-C1.

### 3.2.3 Variabel dan Definisi Operasional

Penelitian ini menggunakan dua variabel respon dan sembilan variabel prediktor. Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

#### a. Variabel Respon

Variabel respon yang digunakan dalam penelitian ini berdasarkan pada pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif. Adapun pengkategorian variabel tersebut adalah sebagai berikut:

1. Kategori rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar ( $Y_1$ ) yaitu:
  - Kode 0 : jika rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar tidak lengkap
  - Kode 1 : jika rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar lengkap
2. Kategori rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif ( $Y_2$ ) yaitu:
  - Kode 0 : jika rumah tangga tersebut tidak memberikan ASI eksklusif
  - Kode 1 : jika rumah tangga tersebut memberikan ASI eksklusif

#### b. Variabel Prediktor

Penelitian ini menggunakan sembilan variabel prediktor. Pengkategorian sembilan variabel tersebut adalah sebagai berikut:

1. Umur Ibu ( $X_1$ )  
Umur dihitung dalam tahun dengan pembulatan ke bawah.

2. Umur pada saat perkawinan pertama ibu ( $X_2$ )

Umur dihitung dalam tahun dengan pembulatan ke bawah.

3. Ijazah/STTB tertinggi yang dimiliki ibu ( $X_3$ ), dibagi menjadi tiga kategori:

Kode 1 : tidak punya ijazah SD, yaitu seorang ibu yang tidak memiliki ijazah suatu jenjang pendidikan karena tidak pernah bersekolah atau pernah sekolah di SD/ sederajat tetapi tidak/ belum tamat.

Kode 2 : SD/ sederajat atau SMP/ sederajat, yaitu seorang ibu yang memiliki ijazah SD/ sederajat atau SMP/ sederajat (Madrasah Ibtidaiyah, SLB tingkat dasar, Sekolah Dasar Pamong, Paket A setara, Madrasah Tsanawiyah, Sekolah Luar Biasa tingkat pertama, Paket B setara).

Kode 3 : SMA/ sederajat atau Perguruan Tinggi/ Sederajat, yaitu seorang ibu yang memiliki ijazah SMA/ sederajat atau perguruan tinggi/ sederajat (pendidikan diploma 1, diploma 2, diploma 3/ sarjana muda, diploma 4/ S1, S2 dan S3).

4. Status bekerja ibu ( $X_4$ ), dibagi menjadi dua kategori:

Kode 1 : ya

Kode 2 : tidak

Konsep bekerja adalah kegiatan melakukan pekerjaan dengan maksud memperoleh atau membantu memperoleh penghasilan atau keuntungan paling sedikit selama satu jam berturut-turut dalam seminggu terakhir.

5. Pekerjaan bapak ( $X_5$ ), dibagi menjadi tiga kategori:

Kode 1 : bekerja pada sektor pertanian meliputi pertanian tanaman padi dan palawija, hortikultura, perkebunan, perikanan, peternakan, kehutanan dan pertanian lainnya dan termasuk di dalamnya tidak bekerja/ penerima pendapatan

Kode 2 : bekerja pada sektor non pertanian

6. Ijazah/STTB tertinggi yang dimiliki bapak ( $X_6$ ), dibagi menjadi tiga kategori:

Kode 1 : tidak punya ijazah SD, yaitu seorang bapak yang tidak memiliki ijazah suatu jenjang pendidikan karena tidak pernah bersekolah atau pernah sekolah di SD/ sederajat tetapi tidak/ belum tamat.

Kode 2 : SD/ sederajat atau SMP/ sederajat, yaitu seorang bapak yang memiliki ijazah SD/ sederajat atau SMP/ sederajat (Madrasah Ibtidaiyah, SLB tingkat dasar, Sekolah Dasar Pamong, Paket A setara, Madrasah Tsanawiyah, Sekolah Luar Biasa tingkat pertama, Paket B setara).

Kode 3 : SMA/ sederajat atau Perguruan Tinggi/ Sederajat, yaitu seorang bapak yang memiliki ijazah SMA/ sederajat atau perguruan tinggi/ sederajat (pendidikan diploma 1, diploma 2, diploma 3/ sarjana muda, diploma 4/ S1, S2 dan S3).

7. Jumlah anak kandung lahir hidup ( $X_7$ )

Anak kandung lahir hidup adalah anak kandung yang pada waktu dilahirkan menunjukkan tanda-tanda kehidupan, walaupun mungkin hanya beberapa saat saja, seperti jantung berdenyut, bernafas, dan menangis.

8. Penolong kelahiran terakhir ( $X_8$ ), dibagi menjadi tiga kategori:

Kode 1 : medis, jika penolong kelahiran terakhir adalah dokter, bidan, dan tenaga paramedis lain.

Kode 2 : non medis, jika penolong kelahiran terakhir adalah dukun bersalin, family/ keluarga, lainnya dan tidak tahu.

9. Status daerah ( $X_9$ ), dibagi menjadi dua kategori:

Kode 1 : perkotaan

Kode 2 : pedesaan

### 3.2.4 Metode Analisis

Berdasarkan tujuan penelitian, maka tahapan-tahapan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Persiapan data
  - a. Memisahkan data susenas untuk rumah tangga yang merupakan keluarga inti dan mempunyai balita usia 2-4 tahun atau 24-59 bulan.
  - b. Menginventarisir variabel-variabel yang akan digunakan dalam penelitian ini baik variabel respon maupun prediktornya.
  - c. Mereduksi variabel yang berbentuk kategorik agar sesuai dengan yang telah didefinisikan pada sub bab 3.2.3.

2. Menentukan variabel respon

- a. Rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar ( $Y_1$ )

Imunisasi dasar lengkap adalah jika balita menerima imunisasi BCG sebanyak 1 kali, DPT sebanyak 3 kali, Polio sebanyak 3 kali atau lebih, Campak sebanyak 1 kali dan Hepatitis B sebanyak 3 kali.

Imunisasi dasar tidak lengkap adalah jika balita menerima imunisasi kurang dari aturan dalam imunisasi lengkap.

- b. Rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif ( $Y_2$ )

ASI eksklusif adalah pemberian ASI saja tanpa makanan pendamping hingga bayi berumur 6 bulan.

ASI tidak eksklusif adalah pemberian ASI saja kurang dari 6 bulan atau memberikan ASI dengan makanan pendamping.

3. Pembentukan variabel dummy

Variabel prediktor yang berbentuk kategorik harus dibentuk menjadi variabel dummy. Variabel dummy yang terbentuk sebanyak  $k-1$  dimana  $k$  adalah banyaknya kategori. Berikut pembentukan variabel dummy pada seluruh variabel yang berbentuk kategorik:

Tabel 3.1 Pembentukan Variabel Dummy pada Variabel Prediktor yang Kategorik

Variabel Prediktor	Kategori	Variabel Dummy
(1)	(2)	(3)
Ijazah/STTB tertinggi yang dimiliki ibu ( $X_3$ )	Tidak punya ijazah SD ( <i>reference</i> )	1 0 0
	SD dan SMP sederajat ( $D_{3,1}$ )	0 1 0
	SMA dan PT sederajat ( $D_{3,2}$ )	0 0 1
Status bekerja ibu ( $X_4$ )	Ya ( <i>reference</i> )	1 0
	Tidak ( $D_4$ )	0 1
Pekerjaan bapak ( $X_5$ )	Pertanian ( <i>reference</i> )	1 0
	Non Pertanian ( $D_{5,1}$ )	0 1
Ijazah/STTB tertinggi yang dimiliki bapak ( $X_6$ )	Tidak punya ijazah SD ( <i>reference</i> )	1 0 0
	SD dan SMP sederajat ( $D_{6,1}$ )	0 1 0
	SMA dan PT sederajat ( $D_{6,2}$ )	0 0 1
Penolong kelahiran terakhir ( $X_8$ )	Medis ( <i>reference</i> )	1 0
	Non Medis ( $D_8$ )	0 1
Status daerah ( $X_9$ )	Perkotaan ( <i>reference</i> )	1 0
	Perdesaan ( $D_9$ )	0 1

4. Pemodelan pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif dengan model probit biner bivariat

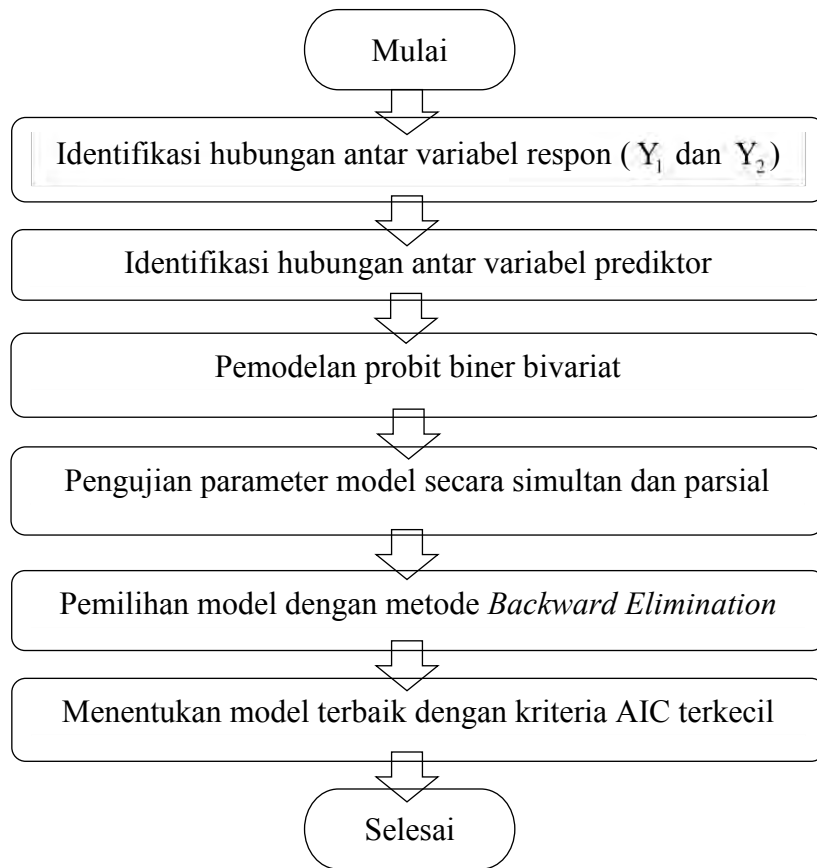
Langkah-langkah dalam pemodelan dengan model probit biner bivariat adalah sebagai berikut:

- Melakukan uji dependensi antara variabel respon yaitu  $Y_1$  dan  $Y_2$  untuk melihat hubungan kedua variabel respon tersebut dengan uji *chi-square*.
- Melakukan uji korelasi antar variabel prediktor untuk mendeteksi adanya multikolinieritas dengan menggunakan korelasi *Pearson*, korelasi *Phi* dan korelasi *Kendall's Tau* sesuai dengan jenis datanya.
- Meregresikan variabel respon dengan variabel prediktor dengan model regresi probit biner bivariat.



- d. Melakukan uji parameter model probit biner bivariat secara simultan dan parsial.
- e. Pemilihan model dengan menggunakan metode *backward elimination*. Metode *backward elimination* adalah metode yang melakukan pemilihan model dengan membuat model secara lengkap kemudian mengeliminasi variabel prediktor yang tidak signifikan. Variabel tersebut dieliminasi satu demi satu hingga didapatkan seluruh variabel yang signifikan minimal pada salah satu model  $\hat{y}_1^*$  dan  $\hat{y}_2^*$
- f. Melakukan uji kebaikan model dengan menggunakan kriteria AIC.
- g. Mendapatkan model terbaik dari sebanyak  $2^p - 1$  model berdasarkan nilai AIC terkecil.
- h. Interpretasi model pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif terbaik.

### Tahap Pemodelan Regresi Probit



Gambar 3.1 Diagram Alir Pemodelan Pemberian Imunisasi dan ASI Eksklusif

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BAB 4

### HASIL DAN PEMBAHASAN

#### 4.1 Kajian Teori Estimasi Parameter Model Probit Biner Bivariat

Untuk mendapatkan estimasi parameter model probit biner bivariat digunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan langkah-langkah di Bab 3. Struktur data variabel respon dan variabel prediktor pada model probit biner bivariat adalah sebagai berikut:

Tabel 4.1 Tabel Struktur Data Model Probit Biner Bivariat

$i$	$Y_{1i}$	$Y_{2i}$	$Y_{11i}$	$Y_{10i}$	$Y_{01i}$	$Y_{00i}$	$X_1$	$X_2$	$\dots$	$X_p$
1	1	1	1	0	0	0	$x_{11}$	$x_{21}$	$\dots$	$x_{p1}$
2	0	0	0	0	0	1	$x_{12}$	$x_{22}$	$\dots$	$x_{p2}$
3	0	1	0	0	1	0	$x_{13}$	$x_{23}$	$\dots$	$x_{p3}$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$
$n$	1	0	0	1	0	0	$x_{1n}$	$x_{2n}$	$\dots$	$x_{pn}$

Langkah pertama yang harus dilakukan adalah membuat tabel kontingensi probabilitas ( $2 \times 2$ ). Berdasarkan Tabel 2.1 maka tabel kontingensi probabilitas ( $2 \times 2$ ) untuk variabel  $Y_1$  dan  $Y_2$  adalah sebagai berikut:

Tabel 4.2 Tabel Kontingensi Probabilitas ( $2 \times 2$ ) untuk Variabel  $Y_1$  dan  $Y_2$

Variabel $Y_1$	Variabel $Y_2$		Total
	$Y_2 = 0$	$Y_2 = 1$	
$Y_1 = 0$	$p_{00}(\mathbf{x})$	$p_{01}(\mathbf{x})$	$p_{0+}(\mathbf{x}) = 1 - p_{1+}(\mathbf{x})$
$Y_1 = 1$	$p_{10}(\mathbf{x})$	$p_{11}(\mathbf{x})$	$p_{1+}(\mathbf{x}) = p_1(\mathbf{x})$
Total	$p_{+0}(\mathbf{x}) = 1 - p_2(\mathbf{x})$	$p_{+1}(\mathbf{x}) = p_2(\mathbf{x})$	1

Total probabilitas adalah  $\sum_{h=0}^1 \sum_{g=0}^1 p_{gh}(\mathbf{x}) = 1$

Dari Tabel 4.2 dapat diketahui bahwa variabel respon mengikuti distribusi multinomial atau bisa dituliskan sebagai  $Y \sim M(1; p_{11}(\mathbf{x}_i), p_{10}(\mathbf{x}_i), p_{01}(\mathbf{x}_i))$  dimana  $p_{00}(\mathbf{x}_i) = 1 - p_{11}(\mathbf{x}_i) - p_{10}(\mathbf{x}_i) - p_{01}(\mathbf{x}_i)$  dan  $p_{11}(\mathbf{x}_i)$  adalah peluang kejadian

sukses untuk variabel respon pertama dan kedua pada observasi ke- $i$ . Sehingga *probability density function* (pdf) dari variabel  $Y$  yang mengikuti distribusi multinomial dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} P(Y_{11i} = y_{11i}, Y_{10i} = y_{10i}, Y_{01i} = y_{01i}) \\ = p_{11}^{y_{11}}(\mathbf{x}_i) p_{10}^{y_{10}}(\mathbf{x}_i) p_{01}^{y_{01}}(\mathbf{x}_i) [1 - p_{11}(\mathbf{x}_i) - p_{10}(\mathbf{x}_i) - p_{01}(\mathbf{x}_i)]^{1-y_{11}-y_{10}-y_{01}} \end{aligned} \quad (4.1)$$

Misal diberikan variabel respon  $Y_1$  dan  $Y_2$  dimana variabel respon tersebut terbentuk dari variabel yang tidak teramati  $Y_1^*$  dan  $Y_2^*$  (persamaan 2.11 dan 2.12). Dari pengkategorian model probit bivariat yang telah dijelaskan pada bab sebelumnya, didapatkan  $z_1 = \gamma - \beta_1^T \mathbf{x}$  dan  $z_2 = \delta - \beta_2^T \mathbf{x}$ . *Threshold* dalam pengkategorian model probit biner bivariat diasumsikan  $\gamma = 0$  dan  $\delta = 0$ , sehingga probabilitas pada masing-masing sel di tabel 4.2 adalah:

$$\begin{aligned} p_{00}(\mathbf{x}) &= P(Y_1^* < \gamma, Y_2^* < \delta) \\ &= P(Z_1 < \gamma - \beta_1^T \mathbf{x}, Z_2 < \delta - \beta_2^T \mathbf{x}) \\ &= P(Z_1 < z_1, Z_2 < z_2) \\ &= \int_{-\infty}^{z_2} \int_{-\infty}^{z_1} \phi(z_1, z_2) dz_1 dz_2 \\ p_{00}(\mathbf{x}) &= \Phi(z_1, z_2) \end{aligned} \quad (4.2)$$

Dengan cara yang sama maka didapatkan:

$$\begin{aligned} p_{01}(\mathbf{x}) &= \int_{z_2}^{\infty} \int_{-\infty}^{z_1} \phi(z_1, z_2) dz_1 dz_2 \\ &= \Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2) \end{aligned} \quad (4.3)$$

$$\begin{aligned} p_{10}(\mathbf{x}) &= \int_{-\infty}^{z_2} \int_{z_1}^{\infty} \phi(z_1, z_2) dz_1 dz_2 \\ &= \Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2) \end{aligned} \quad (4.4)$$

$$\begin{aligned} p_{11}(\mathbf{x}) &= \int_{z_2}^{\infty} \int_{z_1}^{\infty} \phi(z_1, z_2) dz_1 dz_2 \\ &= 1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2) \end{aligned} \quad (4.5)$$

Sehingga nilai marginal berdasarkan peluang pada masing-masing sel Tabel 4.2 adalah:

$$\begin{aligned} p_1(\mathbf{x}) &= p_{10}(x) + p_{11}(x) \\ &= \Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2) + 1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2) \\ &= 1 - \Phi(z_1) = 1 - \Phi(\gamma - \beta_1^T \mathbf{x}) \end{aligned} \quad (4.6)$$

$$\begin{aligned} p_2(\mathbf{x}) &= p_{01}(\mathbf{x}) + p_{11}(\mathbf{x}) \\ &= \Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2) + 1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2) \\ &= 1 - \Phi(z_2) = 1 - \Phi(\delta - \beta_2^T \mathbf{x}) \end{aligned} \quad (4.7)$$

Setelah diketahui probabilitas masing-masing sel, langkah selanjutnya adalah membentuk fungsi likelihood berdasarkan distribusi pada variabel  $Y$  yang berdistribusi multinomial sehingga fungsi likelihoodnya adalah:

$$\begin{aligned} L(\beta_1, \beta_2, \rho) &= \prod_{i=1}^n P(Y_{11} = y_{11}, Y_{10} = y_{10}, Y_{01} = y_{01}) \\ &= \prod_{i=1}^n p_{11}^{y_{11}}(\mathbf{x}_i) p_{10}^{y_{10}}(\mathbf{x}_i) p_{01}^{y_{01}}(\mathbf{x}_i) [1 - p_{11}(\mathbf{x}_i) - p_{10}(\mathbf{x}_i) - p_{01}(\mathbf{x}_i)]^{1-y_{11}-y_{10}-y_{01}} \end{aligned} \quad (4.8)$$

Selanjutnya  $L(\beta_1, \beta_2, \rho) = Q$  dan misalkan  $p_{gh}^{y_{gh}}(\mathbf{x}_i) = \mathbf{p}_{ghi}^{y_{ghi}}$  dimana  $g, h=0,1$ .

Sehingga untuk penulisan berikutnya adalah sebagai berikut:

$$Q = \prod_{i=1}^n \mathbf{p}_{11i}^{y_{11i}} \mathbf{p}_{10i}^{y_{10i}} \mathbf{p}_{01i}^{y_{01i}} [1 - \mathbf{p}_{11i} - \mathbf{p}_{10i} - \mathbf{p}_{01i}]^{1-y_{11i}-y_{10i}-y_{01i}} \quad (4.9)$$

Langkah berikutnya untuk mendapatkan estimasi parameter adalah menentukan logaritma natural dari fungsi likelihoodnya.

$$\begin{aligned} \ln Q &= \ln \prod_{i=1}^n \mathbf{p}_{11i}^{y_{11i}} \mathbf{p}_{10i}^{y_{10i}} \mathbf{p}_{01i}^{y_{01i}} [1 - \mathbf{p}_{11i} - \mathbf{p}_{10i} - \mathbf{p}_{01i}]^{1-y_{11i}-y_{10i}-y_{01i}} \\ &= \ln \prod_{i=1}^n \mathbf{p}_{11i}^{y_{11i}} \mathbf{p}_{10i}^{y_{10i}} \mathbf{p}_{01i}^{y_{01i}} [1 - \mathbf{p}_{11i} - \mathbf{p}_{10i} - \mathbf{p}_{01i}]^{y_{00i}} \\ &= \sum_{i=1}^n (y_{11i} \ln \mathbf{p}_{11i} + y_{10i} \ln \mathbf{p}_{10i} + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{11i} - \mathbf{p}_{10i} - \mathbf{p}_{01i})) \end{aligned} \quad (4.10)$$

Karena metode estimasi parameter model probit biner bivariat menggunakan metode MLE yang menggunakan perhitungan iterasi Newton Raphson, maka langkah berikutnya adalah menentukan vektor  $\mathbf{g}(\theta)$  yang elemen vektornya

adalah turunan pertama dari logaritma natural fungsi likelihoodnya terhadap  $\beta_1, \beta_2$  dan  $\rho$ .

Turunan pertama  $\ln Q$  terhadap  $\beta_1$  adalah:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_1} = \frac{\partial}{\partial \beta_1} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln \mathbf{p}_{11i} + y_{10i} \ln \mathbf{p}_{10i} + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{11i} - \mathbf{p}_{10i} - \mathbf{p}_{01i})] \right)$$

Untuk memudahkan mendapatkan turunan pertama maka dilakukan substitusi terhadap  $\mathbf{p}_{11i}$  dan  $\mathbf{p}_{10i}$  dengan:

$$\mathbf{p}_{11i} = \mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i} \quad (4.11)$$

$$\mathbf{p}_{10i} = \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i} \quad (4.12)$$

Sehingga

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_1} &= \frac{\partial}{\partial \beta_1} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \right. \\ &\quad \left. y_{00i} \ln(1 - (\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) - (\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) - \mathbf{p}_{01i})] \right) \\ &= \frac{\partial}{\partial \beta_1} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \right. \\ &\quad \left. y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i} - \mathbf{p}_{1i} + \mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i} - \mathbf{p}_{01i})] \right) \\ &= \frac{\partial}{\partial \beta_1} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \right. \\ &\quad \left. y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i})] \right) \\ \frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_1} &= \sum_{i=1}^n \left[ -y_{11i} \frac{1}{\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} + y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} + \right. \\ &\quad y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \beta_1} + y_{01i} \frac{1}{\mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} - y_{00i} \frac{1}{1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} + \\ &\quad \left. - y_{00i} \frac{1}{1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \beta_1} \right] \\ \frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_1} &= \sum_{i=1}^n \left[ -y_{11i} \frac{1}{\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} + y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} + \right. \\ &\quad y_{01i} \frac{1}{\mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} - y_{00i} \frac{1}{1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} + y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \beta_1} + \\ &\quad \left. - y_{00i} \frac{1}{1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \beta_1} \right] \quad (4.13) \end{aligned}$$

Untuk memudahkan penurunan maka dimisalkan

$$a_i = \frac{1}{\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}}, b_i = \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}}, c_i = \frac{1}{\mathbf{p}_{01i}}, d_i = \frac{1}{1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i}} \quad (4.14)$$

Dari persamaan (4.13) setelah disubstitusikan persamaan (4.14) hasilnya adalah:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} &= \sum_{i=1}^n \left[ -a_i y_{11i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} + b_i y_{10i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} + c_i y_{01i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} - d_i y_{00i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} + b y_{10i} \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \right. \\ &\quad \left. - d_i y_{00i} \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \right] \\ \frac{\partial \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} &= \sum_{i=1}^n \left[ (-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} + (b_i y_{10i} - d_i y_{00i}) \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \right] \end{aligned} \quad (4.15)$$

Dari persamaan (4.15) maka turunan probabilitas pada persamaan (4.3) adalah:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} &= \frac{\partial \Phi(z_{1i}) - \partial \Phi(z_{1i}, z_{2i})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \\ &= \frac{\partial \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}_1^T \mathbf{x}_i) - \partial \Phi(z_{1i}, z_{2i})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \\ &= -\mathbf{x}_i \phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}_1^T \mathbf{x}_i) - \frac{\partial \Phi(z_{1i}, z_{2i})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \\ &= -\mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) - \frac{\partial \Phi(z_{1i}, z_{2i})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \end{aligned} \quad (4.16)$$

Dan turunan probabilitas persamaan (4.6) adalah:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} &= \frac{\partial (1 - \Phi(z_{1i}))}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \\ &= -\frac{\partial \Phi(z_{1i})}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = -\frac{\partial \Phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}_1^T \mathbf{x}_i)}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} \\ &= \mathbf{x}_i \phi(\gamma - \boldsymbol{\beta}_1^T \mathbf{x}_i) \\ &= \mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) \end{aligned} \quad (4.17)$$

Turunan pertama kumulatif normal bivariat  $\Phi(z_1, z_2)$  terhadap  $\boldsymbol{\beta}_1$  adalah (Ratnasari, 2012):

$$\frac{\partial \Phi(z_1, z_2)}{\partial \boldsymbol{\beta}_1} = -\mathbf{x}_i \frac{1}{2} \phi(z_{1i}) \left[ 1 + \operatorname{erf} \left( \frac{z_{2i} - z_{1i} \rho}{\sqrt{2(1 - \rho^2)}} \right) \right] = -\mathbf{x}_i \phi_{1i} \quad (4.18)$$



dengan

$$\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\pi^2} \left[ \int_{t=0}^x \exp(t^2) dt \right] \text{ dan } \varphi_{1i} = \frac{1}{2} \phi(z_{1i}) \left[ 1 + \operatorname{erf} \left( \frac{z_{2i} - z_{1i} \rho}{\sqrt{2(1 - \rho^2)}} \right) \right]$$

Setelah didapat persamaan (4.16), (4.17) dan (4.18) kemudian mensubstitusikan ke persamaan (4.15). Hasilnya adalah:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_1} &= \sum_{i=1}^n [(-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_1} + (b_i y_{10i} - d_i y_{00i}) \frac{\partial \mathbf{p}_{1i}}{\partial \beta_1}] \\ &= \sum_{i=1}^n [((-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i})(-\mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) + \mathbf{x}_i \varphi_{1i})) + \\ &\quad ((b_i y_{10i} - d_i y_{00i})(\mathbf{x}_i \phi(z_{1i})))] \\ &= \sum_{i=1}^n [((-a_i y_{11i})(-\mathbf{x}_i \phi(z_{1i})) + b_i y_{10i}(-\mathbf{x}_i \phi(z_{1i})) + c_i y_{01i}(-\mathbf{x}_i \phi(z_{1i})) + \\ &\quad -d_i y_{00i}(-\mathbf{x}_i \phi(z_{1i})) + (-a_i y_{11i}(\mathbf{x}_i \varphi_{1i}) + b_i y_{10i}(\mathbf{x}_i \varphi_{1i}) + c_i y_{01i}(\mathbf{x}_i \varphi_{1i}) + \\ &\quad -d_i y_{00i}(\mathbf{x}_i \varphi_{1i})) + (b_i y_{10i}(\mathbf{x}_i \phi(z_{1i})) - d_i y_{00i}(\mathbf{x}_i \phi(z_{1i})))]) \\ &= \sum_{i=1}^n [a_i y_{11i} \mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) - b_i y_{10i} \mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) - c_i y_{01i} \mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) + d_i y_{00i} \mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) + \\ &\quad -a_i y_{11i} \mathbf{x}_i \varphi_{1i} + b_i y_{10i} \mathbf{x}_i \varphi_{1i} + c_i y_{01i} \mathbf{x}_i \varphi_{1i} - d_i y_{00i} \mathbf{x}_i \varphi_{1i} + \\ &\quad b_i y_{10i} \mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) - d_i y_{00i} \mathbf{x}_i \phi(z_{1i})] \\ &= \sum_{i=1}^n [a_i y_{11i} \mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) - c_i y_{01i} \mathbf{x}_i \phi(z_{1i}) - a_i y_{11i} \mathbf{x}_i \varphi_{1i} + b_i y_{10i} \mathbf{x}_i \varphi_{1i} + \\ &\quad c_i y_{01i} \mathbf{x}_i \varphi_{1i} - d_i y_{00i} \mathbf{x}_i \varphi_{1i}] \\ &= \sum_{i=1}^n [(-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \mathbf{x}_i \varphi_{1i} + (a_i y_{11i} - c_i y_{01i}) \mathbf{x}_i \phi(z_{1i})] \end{aligned}$$

Sehingga diperoleh turunan pertama  $\ln Q$  terhadap  $\beta_1$  adalah:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_1} = \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i [(-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \varphi_{1i} + (a_i y_{11i} - c_i y_{01i}) \phi(z_{1i})] \quad (4.19)$$

Dengan cara yang sama maka turunan pertama terhadap  $\beta_2$  adalah:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_2} = \frac{\partial}{\partial \beta_2} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln \mathbf{p}_{11i} + y_{10i} \ln \mathbf{p}_{10i} + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{11i} - \mathbf{p}_{10i} - \mathbf{p}_{01i})] \right)$$

Kemudian substitusikan persamaan (4.11) dan (4.12)

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_2} &= \frac{\partial}{\partial \beta_2} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \right. \\
&\quad \left. y_{00i} \ln(1 - (\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) - (\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) - \mathbf{p}_{01i})] \right) \\
&= \frac{\partial}{\partial \beta_2} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \right. \\
&\quad \left. y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i} - \mathbf{p}_{1i} + \mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i} - \mathbf{p}_{01i})] \right) \\
&= \frac{\partial}{\partial \beta_2} \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \\
&\quad y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i})] \\
&= \sum_{i=1}^n [y_{11i} \frac{1}{\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \beta_2} - y_{11i} \frac{1}{\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} - y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \beta_2} + \\
&\quad y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} + y_{01i} \frac{1}{\mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} - y_{00i} \frac{1}{1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2}] \\
\frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_2} &= \sum_{i=1}^n [y_{11i} \frac{1}{\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \beta_2} - y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \beta_2} + \\
&\quad - y_{11i} \frac{1}{\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} + y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} + \\
&\quad y_{01i} \frac{1}{\mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} - y_{00i} \frac{1}{1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2}] \tag{4.20}
\end{aligned}$$

Kemudian memisalkan dengan menggunakan persamaan (4.14). Hasilnya sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_2} &= \sum_{i=1}^n [a_i y_{11i} \frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \beta_2} - b_i y_{10i} \frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \beta_2} - a_i y_{11i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} + b_i y_{10i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} + \\
&\quad c_i y_{01i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} - d_i y_{00i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2}] \\
\frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_2} &= \sum_{i=1}^n [(a_i y_{11i} - b_i y_{10i}) \frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \beta_2} + (-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2}] \tag{4.21}
\end{aligned}$$

Dengan menggunakan **Lemma 2.1** turunan persamaan (4.3) adalah:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \beta_2} &= \frac{\Phi(z_{1i}) - \Phi(z_{1i}, z_{2i})}{\partial \beta_2} \\
&= - \frac{\Phi(z_{1i}, z_{2i})}{\partial \beta_2} \tag{4.22}
\end{aligned}$$

Dan turunan pertama persamaan (4.7) adalah:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} &= \frac{1 - \Phi(z_{2i})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} = \frac{1 - \Phi(\delta - \boldsymbol{\beta}_2^T \mathbf{x}_i)}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} \\ &= \mathbf{x}_i \phi(z_{2i})\end{aligned}\quad (4.23)$$

Pada persamaan (4.22) turunan normal bivariat terhadap  $\boldsymbol{\beta}_2$  adalah (Ratnasari, 2012):

$$\frac{\partial \Phi(z_{1i}, z_{2i})}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} = -\mathbf{x}_i \frac{1}{2} \phi(z_{2i}) \left[ 1 + \operatorname{erf} \left( \frac{z_{1i} - z_{2i} \rho}{\sqrt{2(1 - \rho^2)}} \right) \right] = -\mathbf{x}_i \varphi_{2i} \quad (4.24)$$

dengan

$$\operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\pi^{1/2}} \left[ \int_0^x \exp(-t^2) dt \right] \quad \text{dan} \quad \varphi_{2i} = \frac{1}{2} \phi(z_{2i}) \left[ 1 + \operatorname{erf} \left( \frac{z_{1i} - z_{2i} \rho}{\sqrt{2(1 - \rho^2)}} \right) \right]$$

Setelah diperoleh persamaan (4.22), (4.23) dan (4.24) kemudian substitusikan ke persamaan (4.21) yang hasilnya adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} &= \sum_{i=1}^n [(a_i y_{11i} - b_i y_{10i}) \frac{\partial \mathbf{p}_{2i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} + (-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \boldsymbol{\beta}_2}] \\ &= \sum_{i=1}^n [(a_i y_{11i} - b_i y_{10i}) (\mathbf{x}_i \phi(z_{2i})) + (-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) (\mathbf{x}_i \varphi_{2i})]\end{aligned}$$

Sehingga diperoleh turunan pertama  $\ln Q$  terhadap  $\boldsymbol{\beta}_2$  adalah:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2} = \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i [(a_i y_{11i} - b_i y_{10i}) \phi(z_{2i}) + (-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \varphi_{2i}] \quad (4.25)$$

Selain turunan pertama terhadap  $\boldsymbol{\beta}_1$  dan  $\boldsymbol{\beta}_2$  pada vektor  $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta})$  elemen vektornya adalah turunan pertama terhadap  $\rho$ . Dengan cara yang sama dengan turunan pertama terhadap  $\boldsymbol{\beta}_1$  dan  $\boldsymbol{\beta}_2$  maka turunan pertama terhadap  $\rho$  adalah sebagai berikut:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} = \frac{\partial}{\partial \rho} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln \mathbf{p}_{11i} + y_{10i} \ln \mathbf{p}_{10i} + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{11i} - \mathbf{p}_{10i} - \mathbf{p}_{01i})] \right) \quad (4.26)$$

Kemudian substitusikan persamaan (4.11) dan (4.12) ke persamaan (4.26).

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} &= \frac{\partial}{\partial \rho} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \right. \\ &\quad \left. y_{00i} \ln(1 - (\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) - (\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) - \mathbf{p}_{01i})] \right)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} &= \frac{\partial}{\partial \rho} \left( \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \right. \\
&\quad \left. y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i} - \mathbf{p}_{1i} + \mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i} - \mathbf{p}_{01i})] \right) \\
&= \frac{\partial}{\partial \rho} \sum_{i=1}^n [y_{11i} \ln(\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}) + y_{10i} \ln(\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}) + y_{01i} \ln \mathbf{p}_{01i} + \\
&\quad y_{00i} \ln(1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i})] \\
\frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} &= \sum_{i=1}^n \left[ -y_{11i} \frac{1}{\mathbf{p}_{2i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} + y_{10i} \frac{1}{\mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{2i} + \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} + \right. \\
&\quad \left. y_{01i} \frac{1}{\mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} - y_{00i} \frac{1}{1 - \mathbf{p}_{1i} - \mathbf{p}_{01i}} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} \right] \tag{4.27}
\end{aligned}$$

Kemudian memisalkan dengan menggunakan persamaan (4.14). Hasilnya sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} &= \sum_{i=1}^n \left[ -a_i y_{11i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} + b_i y_{10i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} + c_i y_{01i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} - d_i y_{00i} \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} \right] \\
\frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} &= \sum_{i=1}^n [(-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \left( \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} \right)] \tag{4.28}
\end{aligned}$$

Turunan pertama persamaan (4.3) terhadap  $\rho$  menggunakan **Lemma 2.1**. Turunannya adalah sebagai berikut:

$$\frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} = \frac{\partial \Phi(z_1) - \partial \Phi(z_1, z_2)}{\partial \rho} = - \frac{\partial \Phi(z_1, z_2)}{\partial \rho} \tag{4.29}$$

Dimana turunan pertama kumulatif normal bivariat  $\Phi(z_1, z_2)$  terhadap  $\rho$  adalah:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \Phi(z_1, z_2)}{\partial \rho} &= \frac{\partial}{\partial \rho} \left( \int_{-\infty}^{z_2} \int_{-\infty}^{z_1} \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp \left( -\frac{1}{2(1-\rho^2)} (z_1^2 - 2\rho z_1 z_2 + z_2^2) \right) dz_1 dz_2 \right) \\
&= - \frac{e^{\frac{z_1 z_2 \rho}{1-\rho^2}}}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \left( 1 - e^{\frac{1}{2} \frac{z_1^2 + z_2^2}{\rho^2 - 1}} \right) = \varphi_i \tag{4.30}
\end{aligned}$$

Setelah diperoleh persamaan (4.29) dan (4.30) kemudian disubstitusikan ke persamaan (4.28). Diperoleh hasil turunan terhadap  $\rho$  adalah:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} &= \sum_{i=1}^n [(-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) \left( \frac{\partial \mathbf{p}_{01i}}{\partial \rho} \right)] \\
&= \sum_{i=1}^n [(-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i}) (-\varphi_i)]
\end{aligned}$$

Sehingga diperoleh turunan pertama  $\ln Q$  terhadap  $\rho$  adalah:

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} = \sum_{i=1}^n [(a_i y_{11i} - b_i y_{10i} - c_i y_{01i} + d_i y_{00i}) \varphi_i] \quad (4.31)$$

Turunan pertama fungsi  $\ln$  *likelihood* terhadap masing-masing parameter diperoleh pada persamaan (4.19) yaitu turunan pertama fungsi  $\ln$  *likelihood* terhadap  $\beta_1$ , persamaan (4.25) yaitu turunan pertama fungsi  $\ln$  *likelihood* terhadap parameter  $\beta_2$  dan persamaan (4.31) yaitu turunan pertama fungsi  $\ln$  *likelihood* terhadap  $\rho$ . Karena hasil yang diperoleh tidak *closed form*, penyelesaian menggunakan iterasi Newton Raphson. Pada iterasi Newton Raphson diperlukan vektor  $\mathbf{g}(\theta)$  yang elemennya merupakan turunan pertama fungsi  $\ln$  *likelihood* terhadap masing-masing parameter. Selain itu juga diperlukan matrik Hessian  $\mathbf{H}(\theta)$  yang elemen-elemen matriknya merupakan turunan kedua dari fungsi  $\ln$  *likelihood*. Apabila dituliskan dalam notasi maka vektor  $\mathbf{g}(\theta)$  dan matrik Hessian  $\mathbf{H}(\theta)$  adalah sebagai berikut:

$$\mathbf{g}(\theta) = \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_1} \\ \frac{\partial \ln Q}{\partial \beta_2} \\ \frac{\partial \ln Q}{\partial \rho} \end{bmatrix} \quad \mathbf{H}(\theta) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \beta_1 \partial \beta_1^T} & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \beta_1 \partial \beta_2^T} & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \beta_1 \partial \rho} \\ & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \beta_2 \partial \beta_2^T} & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \beta_2 \partial \rho} \\ \text{simetris} & & \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial^2 \rho} \end{bmatrix}$$

Elemen matriks Hessian  $\mathbf{H}(\theta)$  adalah sebagai berikut (Ratnasari, 2012):

$$\begin{aligned} \text{a. } \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \beta_1 \partial \beta_1^T} &= \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T (-[\phi(z_{1i})]^2 [a_i^2 y_{11i} + c_i^2 y_{01i}] + 2\phi(z_{1i}) \varphi_{1i} [a_i^2 y_{11i} + c_i^2 y_{01i}] + \\ &\quad z_{1i} \phi(z_{1i}) [a_i y_{11i} - c_i y_{01i}] - \varphi_{1i}^2 [a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i} + c_i^2 y_{01i} + d_i^2 y_{00i}] + \\ &\quad -\varphi_{11i} [a_i y_{11i} - b_i y_{10i} - c_i y_{01i} + d_i y_{00i}]) \end{aligned} \quad (4.32)$$

dengan  $\varphi_{11i} = z_{1i} \varphi_1 + \rho \phi(z_{1i}, z_{2i})$

$$\begin{aligned} \text{b. } \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} &= \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T (-\phi(z_{2i})\phi(z_{1i})[a_i^2 y_{11i}] - \varphi_{2i}\varphi_{1i}[a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i} + c_i^2 y_{01i} + d_i^2 y_{00i}] + \\ &\quad \phi(z_{1i})\varphi_{2i}[a_i^2 y_{11i} + c_i^2 y_{01i}] + \phi(z_{2i})\varphi_{1i}[a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i}] + \\ &\quad \phi(z_{1i}, z_{2i})[a_i y_{11i} - b_i y_{10i} - c_i y_{01i} + d_i y_{00i}]) \end{aligned} \quad (4.33)$$

$$\begin{aligned} \text{c. } \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_1 \partial \rho} &= \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i [(-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i})\lambda_{1i} + (a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i} + c_i^2 y_{01i} + \\ &\quad d_i^2 y_{00i})\varphi_{1i}\varphi_i + \phi(z_{1i})\varphi_i(a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{01i})] \end{aligned} \quad (4.34)$$

dengan

$$\lambda_{1i} = \phi(z_{1i}) \frac{e^{-\frac{(z_{2i}-z_{1i}\rho)^2}{2(1-\rho^2)}} \left( -\frac{z_{1i}}{\sqrt{2(1-\rho^2)}} + \frac{2(z_{2i}-z_{1i}\rho)\rho}{(2(1-\rho^2))^{\frac{3}{2}}} \right)}{\sqrt{\pi}}$$

$$\begin{aligned} \text{d. } \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \boldsymbol{\beta}_2^T} &= \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T (-[\phi(z_{2i})]^2[a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i}] + 2\phi(z_{2i})\varphi_{2i}[a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i}] + \\ &\quad z_{2i}\phi(z_{2i})[a_i y_{11i} - b_i y_{10i}] - \varphi_{2i}^2[a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i} + c_i^2 y_{01i} + d_i^2 y_{00i}] + \\ &\quad \varphi_{22i}[a_i y_{11i} - b_i y_{10i} - c_i y_{01i} + d_i y_{00i}]) \end{aligned} \quad (4.35)$$

dengan  $\varphi_{22i} = z_{2i}\varphi_{2i} + \rho\phi(z_{1i}, z_{2i})$

$$\begin{aligned} \text{e. } \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial \boldsymbol{\beta}_2 \partial \rho} &= \sum_{i=1}^n \mathbf{x}_i [(a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i})\varphi_i\phi(z_{2i}) + (a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i} + c_i^2 y_{01i} + d_i^2 y_{00i})\varphi_{2i}\varphi_i + \\ &\quad (-a_i y_{11i} + b_i y_{10i} + c_i y_{01i} - d_i y_{00i})\lambda_{2i}] \end{aligned} \quad (4.36)$$

dengan

$$\lambda_{2i} = \phi(z_{2i}) \frac{e^{-\frac{(z_{1i}-z_{2i}\rho)^2}{2(1-\rho^2)}} \left( -\frac{z_{2i}}{\sqrt{2(1-\rho^2)}} + \frac{2(z_{1i}-z_{2i}\rho)\rho}{(2(1-\rho^2))^{\frac{3}{2}}} \right)}{\sqrt{\pi}}$$

$$\begin{aligned} \text{f. } \frac{\partial^2 \ln Q}{\partial^2 \rho} &= \sum_{i=1}^n [(a_i y_{11i} - b_i y_{10i} - c_i y_{01i} + d_i y_{00i})\psi_i - (a_i^2 y_{11i} + b_i^2 y_{10i} + c_i^2 y_{01i} + d_i^2 y_{00i})\varphi_i^2] \end{aligned} \quad (4.37)$$

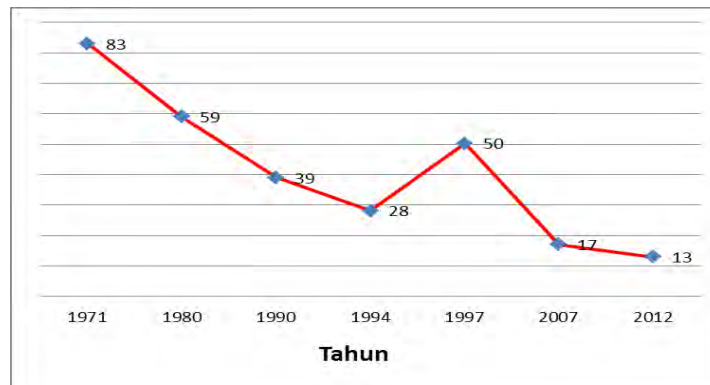
dengan

$$\psi_i = \varphi_i \left( \frac{z_1 z_2}{1 - \rho^2} + \frac{2 z_1 z_2 \rho}{(1 - \rho^2)} \right) + \varphi_i \left( \frac{1}{1 - \rho} \right) - \frac{1}{2} \frac{e^{\frac{z_1 z_2 \rho}{1 - \rho^2}} (z_1^2 + z_2^2) \rho e^{\frac{1}{2} \frac{z_1^2 + z_2^2}{\rho^2 - 1}}}{(\rho^2 - 1)^2 \pi \sqrt{1 - \rho^2}}$$

Langkah berikutnya adalah iterasi Newton Raphson karena penyelesaian yang dihasilkan tidak *closed form*. Proses iterasi menggunakan persamaan Newton Raphson  $\theta^{(m)} = \theta^{(m-1)} - [\mathbf{H}(\theta^{(m-1)})]^{-1} \mathbf{g}(\theta^{(m-1)})$ . Dimana  $\theta^{(m)}$  adalah parameter  $\theta$  iterasi ke- $m$ . Setelah  $\|\theta^{(m)} - \theta^{(m-1)}\| \leq \Theta$  dan  $\Theta$  adalah bilangan yang sangat kecil maka proses iterasi akan berhenti.

#### 4.2 Gambaran Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif

Provinsi Kalimantan Selatan adalah salah satu provinsi yang terletak di Pulau Kalimantan. Provinsi Kalimantan Selatan terdiri dari 13 kabupaten/kota dengan jumlah penduduk tahun 2013 sebesar 3.854.485 jiwa dan kepadatan penduduk 99 jiwa/km<sup>2</sup>.



Sumber: Badan Pusat Statistik

Gambar 4.1 Perkembangan Angka Kematian Anak Provinsi Kalimantan Selatan Tahun 1971-2012

Tujuan *Millenium Development Goals* (MDG's) yang ke empat adalah menurunkan angka kematian anak. Berdasarkan Survei Demografi Kesehatan Indonesia pada tahun 2012 angka kematian anak di provinsi Kalimantan Selatan sebesar 13 per 1000 anak dengan umur yang sama pada pertengahan tahun tersebut. Pada Gambar 4.1 dapat dilihat bahwa angka kematian anak di Provinsi Kalimantan Selatan dari tahun 1971 mengalami penurunan. Namun pada tahun

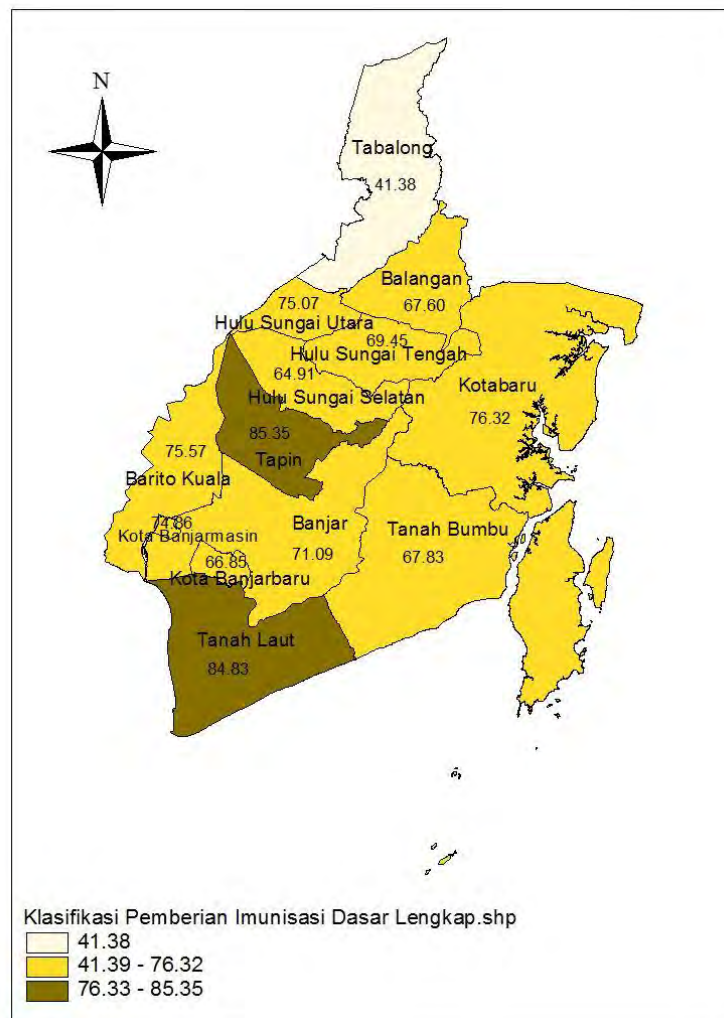
1997 terjadi kenaikan yang signifikan yang disebabkan pada tahun 1997 di Indonesia sedang mengalami krisis moneter yang menyebabkan harga kebutuhan pokok mengalami kenaikan sehingga berdampak terhadap kondisi kesehatan anak. Pada rentang tahun 2007 dan 2012 angka kematian anak tidak mengalami penurunan yang signifikan bahkan cenderung stagnan.

Untuk mengurangi angka kematian anak tersebut dapat dilakukan dengan meningkatkan kekebalan tubuh pada anak. Kekebalan tubuh pada anak bisa diperoleh dengan pemberian imunisasi dasar yang lengkap dan ASI eksklusif. Pada tahun 2013 di Provinsi Kalimantan Selatan, pemberian imunisasi dasar yang lengkap kepada anak berusia 2-4 tahun sebesar 71,89 persen. Belum optimalnya pemberian imunisasi kepada anak dapat menyebabkan daya tahan tubuh anak kurang sehingga anak mudah terserang penyakit. Penyebaran anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan imunisasi dasar lengkap di kabupaten/kota di Provinsi Kalimantan Selatan dapat dilihat pada Gambar 4.2.

Persebaran anak usia 2-4 tahun yang mendapat imunisasi dasar lengkap pada tahun 2013 menempatkan Kabupaten Tapin dengan persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan imunisasi dasar lengkap tertinggi yaitu sebesar 85,35 persen dan Kabupaten Tabalong dengan persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan imunisasi dasar lengkap terendah yaitu sebesar 41,38 persen. Persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapat imunisasi dasar lengkap di setiap kabupaten/kota diatas 60 persen kecuali di Kabupaten Tabalong. Namun hal ini belum cukup untuk menurunkan angka kematian anak mengingat pentingnya imunisasi bagi tubuh anak.

Peranan imunisasi yang penting untuk kekebalan tubuh anak, dikarenakan dengan pemberian imunisasi diharapkan bayi dan anak tetap tumbuh dalam keadaan sehat. Secara alamiah tubuh memiliki pertahanan terhadap berbagai kuman yang masuk. Pertahanan tubuh tersebut meliputi pertahanan tubuh nonspesifik dan pertahanan tubuh spesifik. Kondisi inilah yang digunakan dalam prinsip imunisasi (Hidayat, 2008).

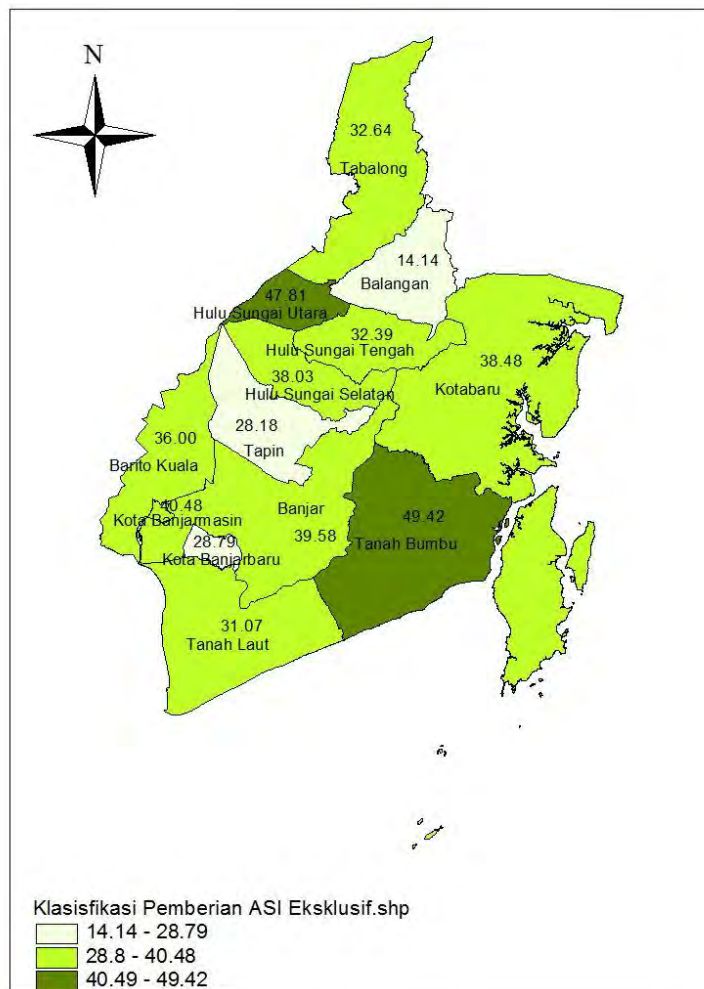




Sumber: *Susenas 2013 (data diolah)*

Gambar 4.2 Persentase Anak Usia 2-4 tahun yang Mendapat Imunisasi Dasar Lengkap Tahun 2013

Selain pemberian imunisasi, untuk meningkatkan kekebalan tubuh anak juga bisa diperoleh dari pemberian ASI eksklusif. Karena dalam ASI mengandung zat gizi yang tidak terdapat dalam susu formula. Komposisi zat dalam ASI antara lain 88,1 persen air, 3,8 persen lemak, 0,9 persen protein, 7 persen laktosa serta 0,2 persen zat lainnya yang berupa DHA, DAA, shpynogelin dan zat gizi lainnya (Prasetyono, 2009). Karena banyaknya kandungan yang terdapat dalam ASI, maka ASI sangat dibutuhkan oleh anak untuk menjaga daya tahan tubuh dari serangan penyakit.



Sumber: *Susenas 2013 (data diolah)*

Gambar 4.3 Persentase Anak Usia 2-4 tahun yang Mendapat ASI Eksklusif Tahun 2013

Pada Gambar 4.3 dapat dilihat bahwa persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif relatif rendah. Di setiap kabupaten/kota di Provinsi Kalimantan Selatan persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif dibawah 50 persen. Dibandingkan dengan pemberian imunisasi dasar, pemberian ASI eksklusif cenderung lebih rendah. Persentase terendah terdapat di Kabupaten Balangan dan persentase tertinggi terdapat di Kabupaten Tanah Bumbu. Kurangnya anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan ASI eksklusif disebabkan banyak faktor. Oleh karena itu, program ASI eksklusif sebaiknya lebih digalakkan di seluruh penjuru daerah. Hal ini disebabkan manfaat yang terkandung dalam ASI sangat besar dalam menjaga daya tahan tubuh anak terhadap serangan penyakit.

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data Survei Sosial Ekonomi Nasional (SUSENAS) dengan unit penelitian rumah tangga yang mempunyai anak usia 2-4 tahun sebanyak 1103 rumah tangga. Analisis deskriptif pada variabel respon dan variabel prediktor adalah sebagai berikut:

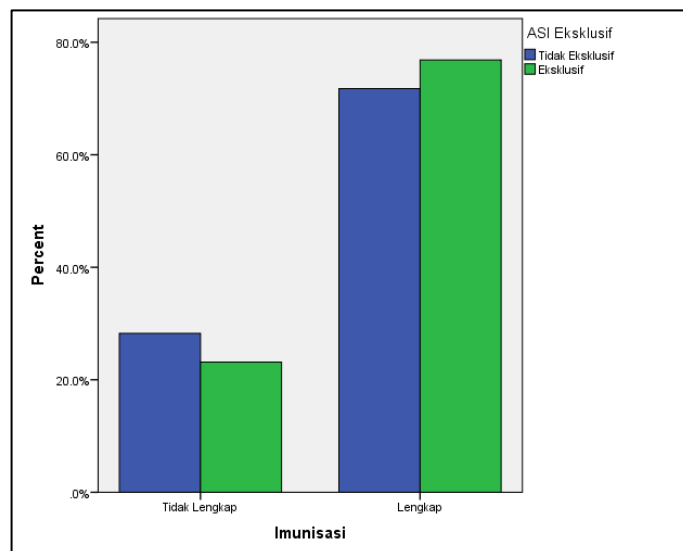
Tabel 4.3 Tabel Deskriptif Variabel Respon ( $Y_1$ )

Kategori	Frekuensi	Persen
Imunisasi tidak Lengkap	291	26,4
Imunisasi Lengkap	812	73,6
Total	1103	100

Tabel 4.4 Tabel Deskriptif Variabel Respon ( $Y_2$ )

Kategori	Frekuensi	Persen
ASI tidak Eksklusif	701	63,6
ASI Eksklusif	402	36,4
Total	1103	100

Berdasarkan Tabel 4.3 dan 4.4 persentase anak usia 2-4 tahun yang mendapat imunisasi lengkap sebanyak 73,6 persen dan yang mendapat imunisasi tidak lengkap sebesar 26,4 persen. Sedangkan persentase anak yang mendapat ASI eksklusif sebesar 36,4 persen dan yang tidak mendapat ASI eksklusif sebesar 63,6 persen.



Gambar 4.4 Persentase Variabel Respon

Berdasarkan gambar 4.4 dapat dilihat bahwa dari total rumah tangga yang memberikan ASI tidak eksklusif, sebanyak 28,25 persen rumah tangga tidak memberikan imunisasi dasar yang lengkap. Apabila dilihat dari total rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif, sebanyak 76,87 persen rumah tangga memberikan imunisasi dasar yang lengkap.

Tabel 4.5 Tabel Persentase Berdasarkan Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif

		Imunisasi		Total
		Tidak Lengkap	Lengkap	
ASI Eksklusif	Tidak Eksklusif	17,95	45,60	63,55
	Eksklusif	8,43	28,01	36,45
Total		26,38	73,62	100

Dari Tabel 4.5 terlihat bahwa anak usia 2-4 tahun yang mendapatkan imunisasi lengkap dan ASI eksklusif sebesar 28,01 persen. Hal ini bisa dikatakan bahwa masih rendahnya upaya untuk meningkatkan kekebalan tubuh anak dengan memberikan imunisasi dasar yang lengkap dan ASI eksklusif.

Pemberian imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif merupakan komponen penting dalam kesehatan anak yang dalam hal ini adalah kekebalan tubuh anak. Kekebalan tubuh anak yang rendah dapat menyebabkan berbagai kuman dengan mudah masuk ke dalam tubuh. Kuman yang masuk ke dalam tubuh anak dapat menyebabkan anak terserang penyakit. Karena pertahanan tubuh anak tidak mampu memberikan perlawanan terhadap kuman yang masuk ke dalam tubuh.

Usaha pemerintah untuk menurunkan angka kematian anak selain dengan melakukan sosialisasi tentang pentingnya imunisasi dasar dan ASI eksklusif, pemerintah juga meningkatkan mutu pelayanan kesehatan dan pemetaan pelayanan kesehatan. Usaha pemerintah yang lain adalah dengan meningkatkan status gizi masyarakat, meningkatkan peran serta masyarakat dan meningkatkan manajemen kesehatan (Hidayat, 2008).

Berdasarkan data penelitian, karakteristik rumah tangga berdasarkan pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif adalah sebagai berikut:

Tabel 4.6 Persentase Jumlah Rumah Tangga Berdasarkan Variabel Respon dan Variabel Prediktor yang Kategori

Variabel		Imunisasi Dasar		ASI Eksklusif	
		Tidak Lengkap	Lengkap	Tidak Eksklusif	Eksklusif
Pendidikan Ibu	Tidak punya ijazah SD	41,80	58,20	71,60	28,40
	SD atau SMP sederajat	25,30	74,70	63,10	36,90
	SMA atau PT sederajat	26,40	73,60	60,90	39,10
Status Kerja Ibu	Bekerja	27,30	72,70	66,10	33,90
	Tidak bekerja	25,50	74,50	61,00	39,00
Pekerjaan Bapak	Pertanian	28,00	72,00	69,00	31,00
	Non Pertanian	25,50	74,50	60,50	39,50
Pendidikan Bapak	Tidak punya ijazah SD	34,00	66,00	67,30	32,70
	SD atau SMP sederajat	28,60	71,40	63,10	36,90
	SMA atau PT sederajat	19,80	80,20	62,70	37,30
Penolong Kelahiran Terakhir	Medis	23,80	76,20	62,30	37,70
	Non Medis	40,20	59,80	70,10	29,90
Status Daerah	Perkotaan	20,80	79,20	58,80	41,20
	Pedesaan	29,70	70,30	66,40	33,60

Berdasarkan Tabel 4.6 terlihat bahwa 74,7 persen rumah tangga dengan pendidikan ibu adalah SD/sederajat atau SMP sederajat memberikan imunisasi dasar lengkap. Sedangkan persentase rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif sebesar 39,1 persen pada rumah tangga dengan pendidikan ibu adalah SMA/sederajat atau PT/sederajat. Untuk rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif berdasarkan kategori status kerja ibu tidak menunjukkan adanya perbedaan yang signifikan. Hal tersebut terlihat juga pada kategori pekerjaan bapak. Persentase rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap berdasarkan kategori pekerjaan bapak tidak menunjukkan perbedaan yang signifikan. Namun berdasarkan pemberian ASI eksklusif, persentase rumah tangga dengan pekerjaan bapak di sektor non pertanian memberikan ASI eksklusif sebesar 39,5 persen. Persentase rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif terbesar pada rumah tangga dengan pendidikan bapak adalah SMA/sederajat atau PT/sederajat yaitu sebesar 80,2 persen dan 37,3 persen. Tetapi persentase rumah tangga berdasarkan

pemberian ASI eksklusif menurut kategori pendidikan bapak tidak menunjukkan perbedaan yang signifikan. Untuk kategori penolong kelahiran terakhir, persentase rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap sebesar 76,2 persen dengan penolong kelahiran terakhir adalah medis. Sedangkan berdasarkan pemberian ASI eksklusif sebesar 37,7 persen adalah persentase rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif yang penolong kelahiran terakhir adalah medis. Persentase rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif yaitu sebesar 79,2 persen dan 41,2 persen adalah rumah tangga yang tinggal di daerah perkotaan.

Tabel 4.7 Tabel Deskriptif Variabel Umur Ibu, Umur Perkawinan Pertama Ibu dan Jumlah Anak Lahir Hidup Berdasarkan Kategori Imunisasi Dasar

Variabel	Tidak Lengkap		Lengkap	
	Rata-rata	Std. Deviasi	Rata-rata	Std. Deviasi
Umur Ibu	31,57	6,979	31,33	6,113
UKP Ibu	19,29	3,813	19,85	3,746
Jumlah Anak Lahir Hidup	2,42	1,350	2,23	1,266

Berdasarkan Tabel 4.7 dapat dilihat bahwa rata-rata umur ibu pada rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap adalah 31,33 tahun. Sedangkan rata-rata umur perkawinan pertama ibu pada rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap adalah 19,85 tahun. Rata-rata jumlah anak lahir hidup pada rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap adalah 2,23 anak lahir hidup.

Tabel 4.8 Tabel Deskriptif Variabel Umur Ibu, Umur Perkawinan Pertama Ibu dan Jumlah Anak Lahir Hidup Berdasarkan Kategori ASI Eksklusif

Variabel	Tidak Eksklusif		Eksklusif	
	Rata-rata	Std. Deviasi	Rata-rata	Std. Deviasi
Umur Ibu	31,18	6,438	31,77	6,186
UKP Ibu	19,42	3,744	20,19	3,772
Jumlah Anak Lahir Hidup	2,29	1,317	2,25	1,246

Berdasarkan Tabel 4.8, untuk kategori rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif rata-rata umur ibu, umur perkawinan pertama ibu dan jumlah anak lahir hidup tidak jauh berbeda dibandingkan dengan kategori rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap. Rata-rata umur ibu pada rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif adalah 31,77 tahun. Rata-rata umur perkawinan pertama ibu pada rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif adalah 20,19

tahun. Dan rata-rata jumlah anak lahir hidup pada rumah tangga yang memberikan ASI eksklusif adalah 2,25 anak lahir hidup. Hal ini bisa diartikan bahwa setiap wanita usia reproduksi melahirkan lebih dari dua anak. Sehingga program yang dicanangkan oleh BKKBN yaitu dua anak cukup belum berjalan dengan baik. Karena usia perkawinan muda mempunyai rentang yang panjang bagi seorang ibu untuk melahirkan dengan resiko yang rendah. Selain program keluarga berencana, program pendewasaan usia perkawinan (PUP) juga dicanangkan oleh BKKBN. Tujuan dari program PUP adalah memberikan pengertian dan kesadaran kepada remaja agar didalam merencanakan keluarga dapat mempertimbangkan berbagai aspek berkaitan dengan kehidupan berkeluarga, kesiapan fisik, mental, emosional, pendidikan, social, ekonomi serta menentukan jumlah dan jarak kelahiran.

### **4.3      Pemodelan Probit Biner Bivariat**

Variabel respon dalam penelitian ini adalah pemberian imunisasi dasar ( $y_1^*$ ) dan pemberian ASI eksklusif ( $y_2^*$ ). Karena variabel respon yang digunakan dalam penelitian ini sebanyak dua buah maka analisis yang digunakan adalah model probit biner bivariat. Biner karena setiap variabel respon mempunyai dua kategori.

#### **4.3.1    Dependensi antar Dua Variabel Respon**

Pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif secara bersama-sama diduga dipengaruhi oleh umur ibu, umur perkawinan pertama ibu, pendidikan ibu, status kerja ibu, pekerjaan bapak, pendidikan bapak, jumlah anak lahir hidup, penolong kelahiran terakhir dan status daerah. Pemberian imunisasi dasar dibedakan menjadi dua kategori yaitu lengkap dan tidak lengkap sedangkan ASI eksklusif dibedakan menjadi dua kategori yaitu eksklusif dan tidak eksklusif. Untuk mengetahui adanya independensi antara pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif dilakukan uji independensi dengan menggunakan uji Pearson Chi-Square (Agresti, 2002). Hipotesis dalam uji chi-square adalah sebagai berikut:

$H_0$  = variabel 1 dan variabel 2 saling bebas (independen)

$H_1$  = variabel 1 dan variabel 2 tidak saling bebas (dependen)

Tabel 4.9 Tabel Kontingensi Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI Eksklusif

ASI Eksklusif	Imunisasi Dasar		Total
	Tidak Lengkap	Lengkap	
Tidak Eksklusif	198 (184,9)	503 (516,1)	701
Eksklusif	93 (106,1)	309 (295,9)	402
Total	291	812	1103

Berdasarkan Tabel 4.9 dengan uji Chi-Square didapatkan kesimpulan bahwa antara pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif saling dependen. Hal ini berarti bahwa terdapat hubungan antara pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif. Karena nilai Chi-Square yang didapatkan sebesar 3,436 lebih besar dibandingkan dengan  $\chi^2_{0,10;1} = 2,706$  atau dengan *p-value* sebesar 0,064 (nilai *p-value* kurang dari  $\alpha = 10\%$ ). Korelasi Phi antara variabel pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif sebesar 0,056. Adapun hasil pengolahan pada Lampiran 5.

#### 4.3.2 Korelasi antar Variabel Prediktor

Untuk mengidentifikasi adanya multikolinieritas antar variabel prediktor maka terlebih dahulu melihat korelasi antar variabel prediktor. Untuk melihat korelasi dengan melihat nilai koefisien korelasi *Pearson*, *Phi* dan *Kendall's Tau* pada Lampiran 6. Berdasarkan hasil pengolahan terlihat bahwa nilai koefisien korelasi antar variabel prediktor tidak ada yang memiliki koefisien korelasi yang sangat kuat. Menurut Gujarati (2013) jika nilai korelasi antar variabel prediktor melebihi 0,8, hal ini berarti bahwa terjadi multikolinieritas pada variabel prediktor. Hasil pengolahan menunjukkan bahwa korelasi antar variabel prediktor tidak melebihi 0,8, sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi multikolinieritas antar variabel prediktor.

#### 4.3.3 Pengujian Model Probit Biner Bivariat secara Simultan

Untuk melihat apakah ada variabel prediktor yang signifikan terhadap variabel respon  $Y_1$  dan  $Y_2$  maka dilakukan pengujian simultan. Hipotesis dalam



pengujian signifikansi parameter secara simultan adalah simultan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1p} = 0 \text{ dan } \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2p} = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{uv} \neq 0 \text{ dengan } u=1,2 \text{ dan } v=1,2,\dots,p$$

Berdasarkan hasil pengolahan model probit biner bivariat menggunakan program StataSE12 pada Lampiran 7 diperoleh nilai *Wald Chi-Square* ( $G^2$ ) untuk pengujian secara simultan sebesar 65,89 ( $G^2 > \chi^2_{0,10,22} = 30,813$ ) atau *p-value* kurang dari 0,10. Ini berarti bahwa paling sedikit ada satu variabel yang signifikan dalam model. Sehingga model pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif secara lengkap adalah sebagai berikut:

$$\hat{y}_1^* = 0,5541 - 0,0019x_1 + 0,0048x_2 + 0,3505D_{3,1} + 0,2805D_{3,2} + 0,0304D_4 + \\ - 0,1310D_5 - 0,0215D_{6,1} + 0,1976D_{6,2} - 0,0095x_7 - 0,3440D_8 - 0,2164D_9$$

$$\hat{y}_2^* = -1,2371 + 0,0061x_1 + 0,0272x_2 + 0,1826D_{3,1} + 0,1175D_{3,2} + 0,1080D_4 + \\ - 0,1563D_5 - 0,0230D_{6,1} - 0,1331D_{6,2} + 0,0035x_7 - 0,1269D_8 - 0,1094D_9$$

#### 4.3.4 Pengujian Model Probit Biner Bivariat secara Parsial

Pengujian model probit biner bivariat secara parsial digunakan untuk mengetahui pengaruh dari masing-masing variabel prediktor terhadap variabel respon. Hipotesis dalam pengujian signifikansi parameter secara parsial adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{uv} = 0$$

$$H_1 : \beta_{uv} \neq 0 \text{ dengan } u=1,2 \text{ dan } v=1,2,\dots,p$$

Dari hasil pengolahan dengan program StataSE12 (Lampiran 7) diperoleh nilai koefisien, *standar error* dan *p-value* pada masing-masing parameter adalah sebagai berikut:

Tabel 4.10 Nilai Koefisien, *Standar Error* dan *p-value* pada Masing-masing Parameter Model Probit Biner Bivariat

Variabel Prediktor		Imunisasi Dasar			ASI Eksklusif		
		<i>Coeff</i>	<i>Std. Err</i>	<i>p-value</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std. Err</i>	<i>p-value</i>
Umur Ibu ( $X_1$ )	-	-0,0019	0,0096	0,843	0,0061	0,0093	0,515
Umur Perkawinan Pertama Ibu ( $X_2$ )	-	0,0048	0,0148	0,746	0,0272	0,0139	0,050
Pendidikan Ibu ( $X_3$ )	SD atau SMP sederajat ( $D_{3,1}$ )	0,3505	0,1332	0,009	0,1826	0,1368	0,182
	SMA atau PT sederajat ( $D_{3,2}$ )	0,0304	0,1729	0,105	0,1175	0,1712	0,493
Status Kerja Ibu ( $X_4$ )	Tidak ( $D_4$ )	0,2805	0,0852	0,721	0,1080	0,0803	0,179
Pekerjaan Bapak ( $X_5$ )	Sektor Non Pertanian ( $D_5$ )	-0,1310	0,0972	0,178	0,1563	0,0926	0,091
Pendidikan Bapak ( $X_6$ )	SD atau SMP sederajat ( $D_{6,1}$ )	-0,0215	0,1282	0,867	-0,0230	0,1265	0,856
	SMA atau PT sederajat ( $D_{6,2}$ )	0,1976	0,1540	0,199	-0,1331	0,1475	0,367
Jumlah Anak Lahir Hidup ( $X_7$ )	-	-0,0095	0,0476	0,842	0,0035	0,0463	0,940
Penolong Kelahiran Terakhir ( $X_8$ )	Non Medis ( $D_8$ )	-0,3440	0,1118	0,002	-0,1269	0,1140	0,266
Status Daerah ( $X_9$ )	Pedesaan ( $D_9$ )	-0,2164	0,0969	0,025	-0,1094	0,0894	0,221
Konstanta	-	0,5541	0,3320	0,095	-1,2371	0,3165	0,000

Berdasarkan Tabel 4.10 diperoleh bahwa secara parsial variabel yang berpengaruh signifikan dalam model dengan  $\alpha = 0,10$  adalah umur perkawinan pertama ibu ( $X_2$ ), pendidikan ibu ( $X_3$ ), pekerjaan bapak ( $X_5$ ), penolong kelahiran terakhir ( $X_8$ ) dan status daerah ( $X_9$ ) berpengaruh signifikan terhadap pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif.

#### 4.3.5 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik menggunakan metode *backward elimination* dan menggunakan kriteria AIC. Berdasarkan hasil pengolahan dengan program StataSE12 (Lampiran 8) dengan metode *backward elimination* maka nilai koefisien, *standar error* dan *p-value* pada model terbaik adalah sebagai berikut:

Tabel 4.11 Nilai Koefisien, *Standar Error* dan *p-value* pada Masing-masing Parameter Model Probit Biner Bivariat Terbaik

Variabel Prediktor		Imunisasi Dasar			ASI Eksklusif		
		<i>Coeff</i>	<i>Std. Err</i>	<i>p-value</i>	<i>Coeff</i>	<i>Std. Err</i>	<i>p-value</i>
Umur Perkawinan Pertama Ibu ( $X_2$ )	-	0,0055	0,0124	0,659	0,0301	0,0116	0,009
Pendidikan Ibu ( $X_3$ )	SD atau SMP sederajat ( $D_{3,1}$ )	0,3841	0,1224	0,002	0,1426	0,1260	0,258
	SMA atau PT sederajat ( $D_{3,2}$ )	0,4038	0,1539	0,009	-0,0003	0,1527	0,999
Pekerjaan Bapak ( $X_5$ )	Sektor Non Pertanian ( $D_5$ )	-0,1041	0,0947	0,272	0,1588	0,0906	0,080
Penolong Kelahiran Terakhir ( $X_8$ )	Non Medis ( $D_8$ )	-0,3576	0,1106	0,001	-0,1272	0,1127	0,259
Status Daerah ( $X_9$ )	Pedesaan ( $D_9$ )	-0,2310	0,0963	0,016	-0,1069	0,0889	0,229
Konstanta	-	0,4679	0,2711	0,084	-1,0443	0,2579	0,000

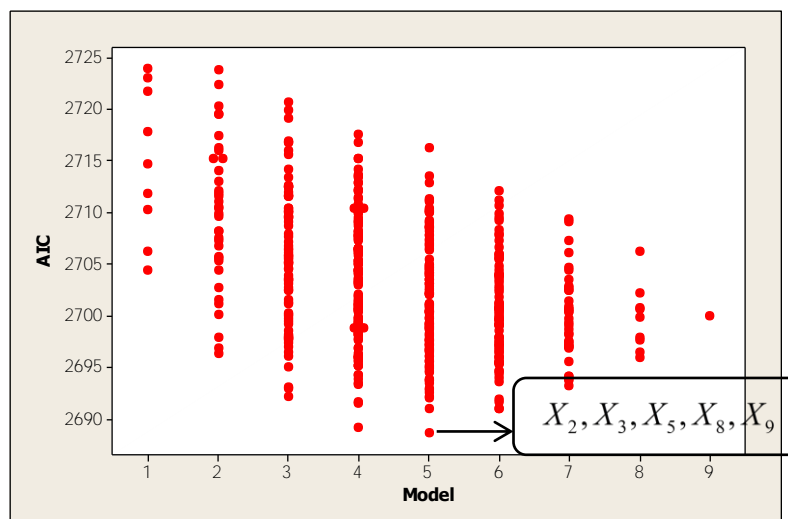
Berdasarkan Tabel 4.11 maka model probit biner bivariat terbaik adalah sebagai berikut:

$$\hat{y}_1^* = 0,4679 + 0,0055X_2 + 0,3841D_{3,1} + 0,4038D_{3,2} - 0,1041D_5 - 0,3576D_8 - 0,2310D_9$$

$$\hat{y}_2^* = -1,0443 + 0,0301X_2 + 0,1426D_{3,1} - 0,0003D_{3,2} + 0,1588D_5 - 0,1272D_8 - 0,1069D_9$$

Pemilihan model terbaik menggunakan kriteria AIC. Semakin kecil nilai AIC maka model semakin baik. Dengan mengkombinasikan semua kemungkinan model atau sebanyak  $2^p - 1$  dengan  $p$  banyaknya variabel prediktor, diperoleh

nilai AIC yang terkecil sebesar 2688,643 (nilai AIC pada Lampiran 9). Seperti pada gambar berikut dapat dilihat semua kemungkinan model dengan nilai AIC.



Gambar 4.5 Nilai AIC pada Semua Model

Berdasarkan Gambar 4.5 dapat dilihat bahwa nilai AIC terkecil pada model dengan 5 variabel prediktor. Sehingga didapatkan model terbaik dengan variabel prediktor umur perkawinan pertama ibu ( $X_2$ ), pendidikan ibu ( $X_3$ ), pekerjaan bapak ( $X_5$ ), penolong kelahiran terakhir ( $X_8$ ) dan status daerah ( $X_9$ ). Dapat disimpulkan bahwa pemilihan model dengan *backward elimination* dan menggunakan kriteria AIC menghasilkan model dengan variabel prediktor yang sama.

#### a. Pengujian Model Probit Biner Bivariat Terbaik Secara Simultan

Hipotesis dalam pengujian signifikansi parameter secara simultan adalah simultan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{1p} = 0 \text{ dan } \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2p} = 0$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \beta_{uv} \neq 0 \text{ dengan } u=1,2 \text{ dan } v=1,2,\dots,p$$

Dari hasil pengolahan model terbaik diperoleh nilai *wald chi-square* ( $G^2$ ) sebesar 57,60 ( $G^2 > \chi^2_{0,10;12} = 18,549$ ) atau *p-value* sebesar 0,000 lebih kecil dari 0,10 yang dapat ditarik kesimpulan bahwa paling sedikit ada satu variabel prediktor yang signifikan terhadap variabel respon. Hasil pengolahan pada Lampiran 8.

#### b. Pengujian Model Probit Biner Bivariat Terbaik secara Parsial

Hipotesis dalam pengujian signifikansi parameter secara parsial adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_{uv} = 0$$

$$H_1 : \beta_{uv} \neq 0 \text{ dengan } u=1,2 \text{ dan } v=1,2,\dots,p$$

Berdasarkan Tabel 4.11 pengujian signifikansi parameter secara parsial dengan  $\alpha = 0,10$  menghasilkan kesimpulan bahwa variabel pendidikan ibu ( $X_3$ ), penolong kelahiran terakhir ( $X_8$ ) dan status daerah ( $X_9$ ) berpengaruh signifikan terhadap pemberian imunisasi dasar dikarenakan nilai *p-value* kurang dari 0,10. Sedangkan variabel umur perkawinan pertama ibu ( $X_2$ ) dan pekerjaan bapak ( $X_5$ ) berpengaruh signifikan terhadap pemberian ASI Eksklusif. Hal ini menunjukkan perbedaan karakteristik yang berpengaruh dalam pemberian imunisasi dasar dan pemberian ASI eksklusif. Hasil pengolahan pada Lampiran 8.

#### 4.3.6 Interpretasi Model

Berdasarkan model probit biner bivariat terbaik  $\hat{y}_1^*$  dan  $\hat{y}_2^*$ , maka bentuk persamaan  $\hat{y}_1^*$  dan  $\hat{y}_2^*$  adalah sebagai berikut:

$$\hat{y}_1^* = 0,4679 + 0,0055X_2 + 0,3841D_{3,1} + 0,4038D_{3,2} - 0,1041D_5 - 0,3576D_8 + -0,2310D_9$$

dan

$$\hat{y}_2^* = -1,0443 + 0,0301X_2 + 0,1426D_{3,1} - 0,0003D_{3,2} + 0,1588D_5 - 0,1272D_8 + -0,1069D_9$$

Dimana probabilitas bersama antara  $Y_1$  dan  $Y_2$  pada model probit biner bivariat adalah:

$$\hat{p}_{11} = 1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2)$$

$$\hat{p}_{10} = \Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2)$$

$$\hat{p}_{01} = \Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2)$$

$$\hat{p}_{00} = \Phi(z_1, z_2)$$

Untuk menginterpretasikan model probit biner bivariat maka dimisalkan jika dalam sebuah rumah tangga umur perkawinan pertama ibu adalah 30 tahun ( $X_2 = 30$ ), pendidikan terakhir adalah perguruan tinggi ( $D_{3,1} = 0$  dan  $D_{3,2} = 1$ ), pekerjaan bapak di sektor non pertanian ( $D_5 = 1$ ), penolong kelahiran terakhir adalah bidan ( $D_8 = 0$ ) dan tinggal di perkotaan ( $D_9 = 0$ ) maka nilai  $\hat{y}_1^*$  dan  $\hat{y}_2^*$  adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\hat{y}_1^* &= 0,4679 + 0,0055(30) + 0,3841(0) + 0,4038(1) - 0,1041(1) - 0,3576(0) + \\ &\quad - 0,2310(0) = 0,9326\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{y}_2^* &= -1,0443 + 0,0301(30) + 0,1426(0) - 0,0003(1) + 0,1588(1) - 0,1272(0) + \\ &\quad - 0,1069(0) = 0,0172\end{aligned}$$

Dari persamaan tersebut, maka diperoleh nilai probabilitas sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\hat{p}_{11} &= 1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2) \\ &= 1 - \Phi(-0,9326) - \Phi(-0,0172) + \Phi(-0,9326; -0,0172) \\ &= 0,4252\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{p}_{10} &= \Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2) \\ &= \Phi(-0,0172) - \Phi(-0,9326; -0,0172) \\ &= 0,3993\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{p}_{01} &= \Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2) \\ &= \Phi(-0,9326) - \Phi(-0,9326; -0,0172) \\ &= 0,0816\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\hat{p}_{00} &= \Phi(z_1, z_2) \\ &= \Phi(-0,9326, -0,0172) \\ &= 0,0939\end{aligned}$$

Setelah diperoleh nilai probabilitasnya maka dapat disimpulkan bahwa rumah tangga tersebut mempunyai probabilitas sebesar 0,4252 untuk masuk dalam

kategori rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan memberikan ASI eksklusif. Hasil pengolahan pada Lampiran 12.

#### 4.3.7 Efek Marginal Masing-masing Variabel Prediktor

Efek marginal pada model probit biner bivariat digunakan untuk mengetahui besarnya pengaruh perubahan suatu variabel prediktor terhadap variabel respon dengan asumsi variabel lainnya konstan. Hasil pengolahan pada Lampiran 12.

##### ➤ Umur Perkawinan Pertama ( $X_2$ )

Besarnya efek marginal variabel umur perkawinan pertama ( $X_2$ ) pada rumah tangga yang umur perkawinan pertama ibu adalah 30 tahun ( $X_2 = 30$ ), pendidikan terakhir adalah perguruan tinggi ( $D_{3,1} = 0$  dan  $D_{3,2} = 1$ ), pekerjaan bapak di sektor non pertanian ( $D_5 = 1$ ), penolong kelahiran terakhir adalah bidan ( $D_8 = 0$ ) dan tinggal di perkotaan ( $D_9 = 0$ ) adalah sebagai berikut:

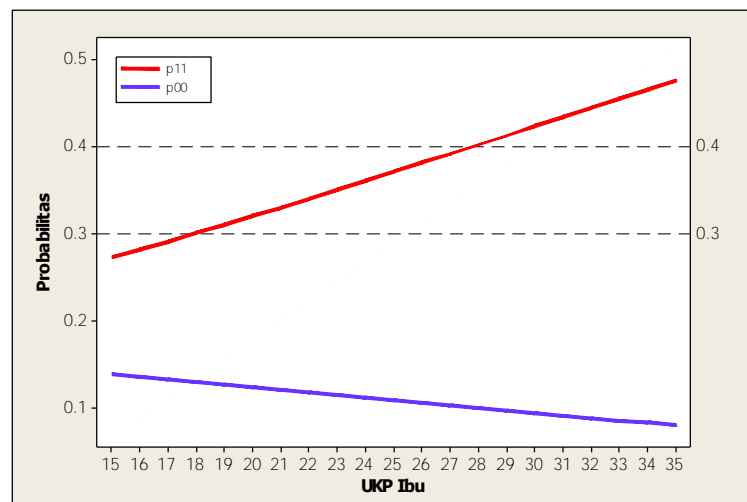
$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{11}}{\partial x_2} &= \frac{\partial(1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2))}{\partial x_2} \\ &= \hat{\beta}_{1,2} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{2,2} \phi(z_2) - \hat{\beta}_{1,2} \phi_1 - \hat{\beta}_{2,2} \phi_2 \\ &= 0,0055\phi(z_1) + 0,0301\phi(z_2) - 0,0055\phi_1 - 0,0301\phi_2 = 0,0106\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{10}}{\partial x_2} &= \frac{\partial(\Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial x_2} \\ &= -\hat{\beta}_{2,2} \phi(z_2) + \hat{\beta}_{1,2} \phi_1 + \hat{\beta}_{2,2} \phi_2 \\ &= -0,0301\phi(z_2) + 0,0055\phi_1 + 0,0301\phi_2 = -0,0092\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{01}}{\partial x_2} &= \frac{\partial(\Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial x_2} \\ &= -\hat{\beta}_{1,2} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{1,2} \phi_1 + \hat{\beta}_{2,2} \phi_2 \\ &= -0,0055\phi(z_1) + 0,0055\phi_1 + 0,0301\phi_2 \\ &= 0,0014\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{00}}{\partial x_2} &= \frac{\partial \Phi(z_1, z_2)}{\partial x_2} \\
&= -\hat{\beta}_{1.2} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2.2} \varphi_2 \\
&= -0,0055\varphi_1 - 0,0301\varphi_2 \\
&= -0,0028
\end{aligned}$$

Pada variabel umur perkawinan pertama ( $X_2$ ) efek marginalnya terhadap  $\hat{p}_{11}$  sebesar 0,0106 yang berarti bahwa perubahan umur perkawinan pertama ( $X_2$ ) sebesar satu satuan akan meningkatkan 0,0106 terhadap probabilitas rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan memberikan ASI eksklusif. Namun secara statistik, umur perkawinan ibu hanya signifikan pada variabel respon  $Y_2$  yaitu pemberian ASI eksklusif.



Gambar 4.6 Grafik Hubungan antara Probabilitas  $\hat{p}_{11}$ ,  $\hat{p}_{00}$  dan UKP Ibu

Berdasarkan Gambar 4.6 terlihat bahwa semakin tinggi umur perkawinan pertama ibu maka semakin tinggi probabilitas rumah tangga tersebut untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif. Jika umur perkawinan pertama ibu adalah 18 tahun maka probabilitas rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 30 persen. Jika umur perkawinan pertama ibu adalah 28 tahun maka probabilitas rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 40 persen. Sehingga dapat disimpulkan bahwa umur perkawinan ibu yang rendah



dapat mengurangi perilaku pemberian imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif. Oleh karena itu perlu dilakukan penyuluhan tentang usia perkawinan pertama seorang ibu. Mudanya usia perkawinan pertama ibu diduga mengakibatkan kurangnya pengetahuan seorang ibu dalam pentingnya memberikan imunisasi dasar yang lengkap dan ASI eksklusif.

➤ **Pendidikan Ibu ( $X_3$ )**

Efek marginal pada variabel prediktor pendidikan ibu ( $D_{3,1}$ ) untuk ibu yang berpendidikan SD/ sederajat atau SMP/ sederajat dan ibu yang berpendidikan SMA/ sederajat atau PT/ sederajat ( $D_{3,2}$ ) pada rumah tangga yang umur perkawinan pertama ibu adalah 30 tahun ( $X_2 = 30$ ), pendidikan terakhir adalah perguruan tinggi ( $D_{3,1} = 0$  dan  $D_{3,2} = 1$ ), pekerjaan bapak di sektor non pertanian ( $D_5 = 1$ ), penolong kelahiran terakhir adalah bidan ( $D_8 = 0$ ) dan tinggal di perkotaan ( $D_9 = 0$ ) adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{11}}{\partial D_{3,1}} &= \frac{\partial(1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_{3,1}} \\ &= \hat{\beta}_{1,3,1} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{2,3,1} \phi(z_2) - \hat{\beta}_{1,3,1} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2,3,1} \varphi_2 \\ &= 0,3841\phi(z_1) + 0,1426\phi(z_2) - 0,3841\varphi_1 - 0,1426\varphi_2 \\ &= 0,0946\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{10}}{\partial D_{3,1}} &= \frac{\partial(\Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_{3,1}} \\ &= -\hat{\beta}_{2,3,1} \phi(z_2) + \hat{\beta}_{1,3,1} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2,3,1} \varphi_2 \\ &= -0,1426\phi(z_2) + 0,3841\varphi_1 + 0,1426\varphi_2 \\ &= 0,0046\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{01}}{\partial D_{3,1}} &= \frac{\partial(\Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_{3,1}} \\ &= -\hat{\beta}_{1,3,1} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{1,3,1} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2,3,1} \varphi_2 \\ &= -0,3841\phi(z_1) + 0,3841\varphi_1 + 0,1426\varphi_2 \\ &= -0,0377\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{00}}{\partial D_{3,1}} &= \frac{\partial \Phi(z_1, z_2)}{\partial D_{3,1}} \\
&= -\hat{\beta}_{1,3,1} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2,3,1} \varphi_2 \\
&= -0,3841\varphi_1 - 0,1426\varphi_2 \\
&= -0,0615
\end{aligned}$$

Efek marginal variabel pendidikan ibu ( $D_{3,1}$ ) terhadap  $\hat{p}_{11}$  adalah 0,0946. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang pendidikan ibunya adalah SD/ sederajat atau SMP/ sederajat, probabilitas untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih besar 0,0946 dibandingkan dengan rumah tangga yang pendidikan ibunya tidak punya ijazah.

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{11}}{\partial D_{3,2}} &= \frac{\partial (1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_{3,2}} \\
&= \hat{\beta}_{1,3,2} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{2,3,2} \phi(z_2) - \hat{\beta}_{1,3,2} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2,3,2} \varphi_2 \\
&= 0,4038\phi(z_1) - 0,0003\phi(z_2) - 0,4038\varphi_1 + 0,0003\varphi_2 \\
&= 0,0500
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{10}}{\partial D_{3,2}} &= \frac{\partial (\Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_{3,2}} \\
&= -\hat{\beta}_{2,3,2} \phi(z_2) + \hat{\beta}_{1,3,2} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2,3,2} \varphi_2 \\
&= 0,0003\phi(z_2) + 0,4038\varphi_1 - 0,0003\varphi_2 \\
&= 0,0543
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{01}}{\partial D_{3,2}} &= \frac{\partial (\Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_{3,2}} \\
&= -\hat{\beta}_{1,3,2} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{1,3,2} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2,3,2} \varphi_2 \\
&= -0,4038\phi(z_1) + 0,4038\varphi_1 - 0,0003\varphi_2 \\
&= -0,0501
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{00}}{\partial D_{3,2}} &= \frac{\partial \Phi(z_1, z_2)}{\partial D_{3,2}} \\
&= -\hat{\beta}_{1,3,2} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2,3,2} \varphi_2 \\
&= -0,4038\varphi_1 + 0,0003\varphi_2 = -0,0542
\end{aligned}$$

Efek marginal variabel pendidikan ibu ( $D_{3,2}$ ) terhadap  $\hat{p}_{11}$  adalah 0,0500. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang pendidikan ibunya adalah SMA/ sederajat atau PT/ sederajat, probabilitas untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih besar 0,0500 dibandingkan dengan rumah tangga yang pendidikan ibunya tidak punya ijazah. Secara statistik, variabel pendidikan ibu hanya signifikan pada variabel respon  $Y_1$  yaitu pemberian imunisasi dasar.

Apabila dilihat dari nilai probabilitasnya maka pengaruh pendidikan ibu terhadap nilai probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dan  $\hat{p}_{00}$  adalah sebagai berikut:

Tabel 4.12 Probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dan  $\hat{p}_{00}$  ditinjau dari Pendidikan Ibu

Pendidikan Ibu	Probabilitas $\hat{p}_{11}$	Probabilitas $\hat{p}_{00}$
1. Tidak Punya Ijazah	0,3655	0,1570
2. SD/ sederajat atau SMP/ sederajat	0,4692	0,0862
3. SMA/ sederajat atau PT/ sederajat	0,4252	0,0939

Berdasarkan Tabel 4.12 dapat diketahui bahwa efek marginal masing-masing kategori merupakan selisih dari probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dari masing-masing kategori pada variabel pendidikan ibu. Sehingga interpretasinya adalah pada rumah tangga yang pendidikan terakhir ibu adalah tidak punya ijazah ( $D_{3,1} = 0$  dan  $D_{3,2} = 0$ ), maka probabilitas rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 36,65 persen. Tetapi jika pada rumah tangga yang pendidikan terakhir ibu adalah SD/ sederajat atau SMP/ sederajat ( $D_{3,1} = 1$  dan  $D_{3,2} = 0$ ), maka probabilitas rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 46,92 persen. Dan untuk rumah tangga yang pendidikan terakhir ibu adalah perguruan tinggi ( $D_{3,1} = 0$  dan  $D_{3,2} = 1$ ), maka probabilitas rumah tangga tersebut memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 42,52 persen.

Dari hasil tersebut dapat dilihat bahwa probabilitas terbesar untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif pada rumah tangga

dengan pendidikan ibu SD/ sederajat atau SMP/ sederajat. Karena ibu dengan pendidikan SD/ sederajat atau SMP/ sederajat cenderung tidak bekerja.

➤ **Pekerjaan Bapak ( $X_5$ )**

Efek marginal pada variabel prediktor pekerjaan bapak ( $D_5$ ) pada rumah tangga yang umur perkawinan pertama ibu adalah 30 tahun ( $X_2 = 30$ ), pendidikan terakhir adalah perguruan tinggi ( $D_{3,1} = 0$  dan  $D_{3,2} = 1$ ), pekerjaan bapak di sektor non pertanian ( $D_5 = 1$ ), penolong kelahiran terakhir adalah bidan ( $D_8 = 0$ ) dan tinggal di perkotaan ( $D_9 = 0$ ) adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{11}}{\partial D_5} &= \frac{\partial(1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_5} \\ &= \hat{\beta}_{1,5} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{2,5} \phi(z_2) - \hat{\beta}_{1,5} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2,5} \varphi_2 \\ &= -0,1041\phi(z_1) + 0,1588\phi(z_2) + 0,1041\varphi_1 - 0,1588\varphi_2 \\ &= 0,0393\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{10}}{\partial D_5} &= \frac{\partial(\Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_5} \\ &= -\hat{\beta}_{2,5} \phi(z_2) + \hat{\beta}_{1,5} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2,5} \varphi_2 \\ &= -0,1588\phi(z_2) - 0,1041\varphi_1 + 0,1588\varphi_2 \\ &= -0,0662\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{01}}{\partial D_5} &= \frac{\partial(\Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_5} \\ &= -\hat{\beta}_{1,5} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{1,5} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2,5} \varphi_2 \\ &= 0,1041\phi(z_1) - 0,1041\varphi_1 + 0,1588\varphi_2 \\ &= 0,0240\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\frac{\partial \hat{p}_{00}}{\partial D_5} &= \frac{\partial\Phi(z_1, z_2)}{\partial D_5} \\ &= -\hat{\beta}_{1,5} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2,5} \varphi_2 \\ &= 0,1041\varphi_1 - 0,1588\varphi_2 \\ &= 0,0029\end{aligned}$$

Efek marginal variabel pekerjaan bapak ( $D_5$ ) terhadap  $\hat{p}_{11}$  adalah 0,0393. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang sektor pekerjaan bapaknya adalah non pertanian, probabilitas rumah tangga tersebut untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih besar 0,0393 dari rumah tangga yang pekerjaan bapaknya di sektor non pertanian. Secara statistik, variabel pekerjaan bapak hanya signifikan pada variabel respon  $Y_2$  yaitu pemberian ASI eksklusif.

Apabila dilihat dari nilai probabilitasnya maka pengaruh pekerjaan bapak terhadap nilai probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dan  $\hat{p}_{00}$  adalah sebagai berikut:

Tabel 4.13 Probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dan  $\hat{p}_{00}$  ditinjau dari Pekerjaan Bapak

	Pekerjaan Bapak	Probabilitas $\hat{p}_{11}$	Probabilitas $\hat{p}_{00}$
1.	Pertanian	0,3837	0,0899
2.	Non Pertanian	0,4252	0,0939

Berdasarkan Tabel 4.13 dapat diketahui bahwa efek marginal pada variabel pekerjaan bapak merupakan selisih dari probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dari kategori pekerjaan bapak di sektor non pertanian dengan probabilitas pekerjaan bapak di sektor pertanian. Dengan cara yang sama dengan interpretasi pada variabel prediktor dengan jenis data kategori sebelumnya, maka probabilitas rumah tangga dengan pekerjaan bapak di sektor pertanian dimana variabel prediktor yang lain adalah konstan, probabilitas untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif adalah 38,37 persen. Sedangkan untuk pekerjaan bapak di sektor non pertanian adalah 42,52 persen.

#### ➤ **Penolong Kelahiran Terakhir ( $X_8$ )**

Efek marginal pada variabel prediktor penolong kelahiran terakhir ( $D_8$ ) pada rumah tangga yang umur perkawinan pertama ibu adalah 30 tahun ( $X_2 = 30$ ), pendidikan terakhir adalah perguruan tinggi ( $D_{3,1} = 0$  dan  $D_{3,2} = 1$ ), pekerjaan bapak di sektor non pertanian ( $D_5 = 1$ ), penolong kelahiran terakhir adalah bidan ( $D_8 = 0$ ) dan tinggal di perkotaan ( $D_9 = 0$ ) adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{11}}{\partial D_8} &= \frac{\partial(1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_8} \\
&= \hat{\beta}_{1.8} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{2.8} \phi(z_2) - \hat{\beta}_{1.8} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2.8} \varphi_2 \\
&= -0,3576\phi(z_1) - 0,1272\phi(z_2) + 0,3576\varphi_1 + 0,1272\varphi_2 \\
&= -0,0862
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{10}}{\partial D_8} &= \frac{\partial(\Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_8} \\
&= -\hat{\beta}_{2.8} \phi(z_2) + \hat{\beta}_{1.8} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2.8} \varphi_2 \\
&= 0,1272\phi(z_2) - 0,3576\varphi_1 - 0,1272\varphi_2 \\
&= -0,0061
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{01}}{\partial D_8} &= \frac{\partial(\Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_8} \\
&= -\hat{\beta}_{1.8} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{1.8} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2.8} \varphi_2 \\
&= 0,3576\phi(z_1) - 0,3576\varphi_1 - 0,1272\varphi_2 \\
&= 0,0355
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{00}}{\partial D_8} &= \frac{\partial\Phi(z_1, z_2)}{\partial D_8} \\
&= -\hat{\beta}_{1.8} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2.8} \varphi_2 \\
&= 0,3576\varphi_1 + 0,1272\varphi_2 = 0,0569
\end{aligned}$$

Efek marginal variabel penolong kelahiran terakhir ( $D_8$ ) terhadap  $\hat{p}_{11}$  adalah -0,0862. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang penolong kelahiran terakhir dengan non medis, probabilitas rumah tangga tersebut untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih kecil 0,0862 dibandingkan rumah tangga yang penolong kelahirannya dengan medis. Secara statistik, variabel penolong kelahiran hanya signifikan pada variabel  $Y_1$  yaitu pemberian imunisasi dasar.

Apabila dilihat dari nilai probabilitasnya maka pengaruh penolong kelahiran terakhir terhadap nilai probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dan  $\hat{p}_{00}$  adalah sebagai berikut:

Tabel 4.14 Probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dan  $\hat{p}_{00}$  ditinjau dari Penolong Kelahiran Terakhir

Penolong Kelahiran Terakhir		Probabilitas $\hat{p}_{11}$	Probabilitas $\hat{p}_{00}$
1.	Medis	0,4252	0,0939
2.	Non Medis	0,3368	0,1632

Berdasarkan Tabel 4.14 dapat diketahui bahwa efek marginal merupakan selisih dari probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dari kategori penolong kelahiran terakhir dengan non medis dan penolong kelahiran terakhir dengan medis. Dengan cara yang sama, maka interpretasi berdasarkan Tabel 4.14 adalah probabilitas rumah tangga dengan penolong kelahiran terakhir adalah medis akan memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif adalah 42,52 persen dimana variabel prediktor yang lain konstan. Sedangkan rumah tangga dengan penolong kelahiran terakhir non medis, probabilitas untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 33,68 persen. Dari hasil tersebut maka perlu dilakukan pemerataan tenaga kesehatan di semua wilayah. Sehingga dengan meratanya tenaga kesehatan dapat memberikan pengetahuan dan kesadaran masyarakat terhadap perilaku kesehatan.

➤ **Status Daerah ( $X_9$ )**

Efek marginal variabel status daerah ( $D_9$ ) pada rumah tangga yang umur perkawinan pertama ibu adalah 30 tahun ( $X_2 = 30$ ), pendidikan terakhir adalah perguruan tinggi ( $D_{3,1} = 0$  dan  $D_{3,2} = 1$ ), pekerjaan bapak di sektor non pertanian ( $D_5 = 1$ ), penolong kelahiran terakhir adalah bidan ( $D_8 = 0$ ) dan tinggal di perkotaan ( $D_9 = 0$ ) adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial \hat{p}_{11}}{\partial D_9} &= \frac{\partial(1 - \Phi(z_1) - \Phi(z_2) + \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_9} \\
 &= \hat{\beta}_{1,9} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{2,9} \phi(z_2) - \hat{\beta}_{1,9} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2,9} \varphi_2 \\
 &= -0,2310\phi(z_1) - 0,1069\phi(z_2) + 0,2310\varphi_1 + 0,1069\varphi_2 \\
 &= -0,0638
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{10}}{\partial D_9} &= \frac{\partial(\Phi(z_2) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_9} \\
&= -\hat{\beta}_{2,9} \phi(z_2) + \hat{\beta}_{1,9} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2,9} \varphi_2 \\
&= 0,1069\phi(z_2) - 0,2310\varphi_1 - 0,1069\varphi_2 \\
&= 0,0042
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{01}}{\partial D_9} &= \frac{\partial(\Phi(z_1) - \Phi(z_1, z_2))}{\partial D_9} \\
&= -\hat{\beta}_{1,9} \phi(z_1) + \hat{\beta}_{1,9} \varphi_1 + \hat{\beta}_{2,9} \varphi_2 \\
&= 0,2310\phi(z_1) - 0,2310\varphi_1 - 0,1069\varphi_2 \\
&= 0,0212
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \hat{p}_{00}}{\partial D_9} &= \frac{\partial\Phi(z_1, z_2)}{\partial D_9} \\
&= -\hat{\beta}_{1,9} \varphi_1 - \hat{\beta}_{2,9} \varphi_2 \\
&= 0,2310\varphi_1 + 0,1069\varphi_2 \\
&= 0,0385
\end{aligned}$$

Setelah diperoleh nilai probabilitasnya maka efek marginal variabel status daerah ( $D_9$ ) terhadap  $\hat{p}_{11}$  sebesar -0,0638. Hal ini berarti bahwa rumah tangga yang tinggal di daerah pedesaan, probabilitas kategori rumah tangga yang memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif lebih kecil 0,0638 dibandingkan dengan rumah tangga yang tinggal di daerah perkotaan. Secara statistik, variabel status daerah hanya signifikan pada variabel  $Y_1$  yaitu pemberian imunisasi dasar lengkap.

Apabila dilihat dari nilai probabilitasnya maka pengaruh status daerah terhadap nilai probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dan  $\hat{p}_{00}$  adalah sebagai berikut:

Tabel 4.15 Probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dan  $\hat{p}_{00}$  ditinjau dari Status Daerah

Status Daerah	Probabilitas $\hat{p}_{11}$	Probabilitas $\hat{p}_{00}$
1. Perkotaan	0,4252	0,0939
2. Pedesaan	0,3609	0,1381



Berdasarkan Tabel 4.15 dapat diketahui bahwa efek marginal merupakan selisih dari probabilitas  $\hat{p}_{11}$  dari kategori status daerah pedesaan dengan kategori status daerah perkotaan. Dengan cara yang sama pada interpretasi sebelumnya, maka probabilitas rumah tangga yang tinggal di daerah perkotaan untuk memberikan imunisasi dasar dan ASI eksklusif adalah sebesar 42,52 persen dimana variabel prediktor yang lain konstan. Sedangkan untuk rumah tangga yang tinggal di daerah pedesaan, probabilitas untuk memberikan imunisasi dasar lengkap dan ASI eksklusif sebesar 36,09 persen. Dari hasil tersebut maka pemerintah perlu memperhatikan aspek sarana prasarana kesehatan, sehingga tidak ada kesenjangan fasilitas kesehatan antara daerah perkotaan dan pedesaan.

#### 4.3.8 Ketepatan Klasifikasi pada Model Probit Biner Bivariat Terbaik

Ketepatan klasifikasi adalah ketepatan antara data aktual dengan hasil prediksinya. Berdasarkan model probit biner bivariat terbaik, ketepatan klasifikasi sebesar 40,89 persen. Adapun tabel kontingensi ketepatan klasifikasi antara data aktual dengan hasil prediksi dapat dilihat pada tabel sebagai berikut:

Tabel 4.16 Tabel Kontingensi Ketepatan Klasifikasi Model Probit Biner Bivariat Terbaik

		Prediksi				Total
		$\hat{y}_{00}$	$\hat{y}_{01}$	$\hat{y}_{10}$	$\hat{y}_{11}$	
Aktual	$y_{00}$	48	0	90	60	198
	$y_{01}$	18	0	31	44	93
	$y_{10}$	61	0	248	194	503
	$y_{11}$	28	0	126	155	309
Total		155	0	495	453	1103

Ketepatan klasifikasi yang kecil diduga karena dalam penelitian ini, tidak ada variabel prediktor yang berpengaruh ke semua variabel respon. Sehingga efek marginal yang dihasilkan dari variabel prediktor yang signifikan cenderung berpengaruh ke salah satu variabel respon.

## BAB 5

### KESIMPULAN DAN SARAN

#### 5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisa dan pembahasan maka kesimpulan yang diperoleh adalah sebagai berikut:

1. Metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) yang digunakan untuk mendapatkan estimasi parameter model probit biner bivariat pada persamaan turunan pertama menghasilkan persamaan yang tidak *closed form*, sehingga untuk menyelesaikannya dilakukan proses iterasi Newton Raphson.
2. Uji Chi-Square untuk tabel kontingensi (2×2) menunjukkan bahwa ada hubungan yang signifikan antara pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif. Dengan menggunakan model probit biner bivariat menghasilkan model terbaik dengan nilai AIC sebesar 2688,643 dengan variabel yang signifikan dalam model berdasarkan pemberian imunisasi dasar dan ASI eksklusif adalah variabel umur perkawinan pertama ibu ( $X_2$ ), pendidikan ibu ( $X_3$ ), pekerjaan bapak ( $X_5$ ), penolong kelahiran terakhir ( $X_8$ ) dan status daerah ( $X_9$ ). Model probit biner bivariat terbaik adalah sebagai berikut:

$$\hat{y}_1^* = 0,4679 + 0,0055X_2 + 0,3841D_{3,1} + 0,4038D_{3,2} - 0,1041D_5 - 0,3576D_8 + -0,2310D_9$$

$$\hat{y}_2^* = -1,0443 + 0,0301X_2 + 0,1426D_{3,1} - 0,0003D_{3,2} + 0,1588D_5 - 0,1272D_8 + -0,1069D_9$$

dengan:  $D_{3,1}$  = pendidikan ibu SD/ sederajat atau SMP/ sederajat

$D_{3,2}$  = pendidikan ibu SMA/ sederajat atau PT/ sederajat

$D_5$  = pekerjaan bapak sektor non pertanian

$D_8$  = penolong kelahiran terakhir non medis

$D_9$  = status daerah pedesaan

Secara khusus, variabel umur perkawinan pertama ( $X_2$ ) dan pekerjaan bapak ( $X_5$ ) berpengaruh signifikan ke pemberian ASI eksklusif ( $Y_2$ ) sedangkan variabel pendidikan ibu ( $X_3$ ), penolong kelahiran terakhir ( $X_8$ ) dan status daerah ( $X_9$ ) berpengaruh signifikan ke pemberian imunisasi dasar ( $Y_1$ ).

## **5.2 Saran**

Berdasarkan hasil penelitian ini, peneliti dapat memberikan saran sebagai berikut:

1. Dengan mempertimbangkan hasil penelitian ini sebaiknya pemerintah Provinsi Kalimantan Selatan khususnya lebih memperhatikan aspek sarana kesehatan dan prasarana kesehatan yang mampu menjangkau daerah terpencil serta memperhatikan aspek pendidikan untuk meningkatkan kualitas sumber daya manusia.
2. Dalam penelitian ini, nilai koefisien korelasi antar variabel respon sangat rendah meskipun asumsi dependensi antar variabel respon terpenuhi. Sehingga untuk penelitian selanjutnya dalam model probit bivariat, selain memenuhi asumsi dependensi juga diperlukan nilai koefisien korelasi yang tinggi.

## DAFTAR PUSTAKA

- Agresti, A. (2002), *Categorical Data Analysis*, Second Edition, Wiley-Inter-Science A John Wiley & Sons, Inc.
- Badan Pusat Statistik. (2014), *Indeks Pembangunan Manusia 2013*, BPS, Jakarta.
- BPS. (2013), *Statistik Kesejahteraan Rakyat 2012*, BPS, Jakarta.
- BPS. (2014), *Statistik Kesejahteraan Rakyat 2013*, BPS, Jakarta.
- BPS, BKKBN, Kementrian Kesehatan, dan Measure DHS. (2012), *Laporan Pendahuluan Survei Demografi dan Kesehatan 2012*, Jakarta.
- Bokosi, F. K. (2007), Household Poverty Dynamics in Malawi: A Bivariate Probit Analysis, *Journal of Applied Sciences: Asian Network for Scientific Information*, Vol. 7, No. 2, pp. 573-578.
- Casella, G. dan Berger, R. L. (2002), *Statistical Inference*, Second Edition, Duxbury Press, An Imprint of Wadsworth Publishing Company Belmont, California.
- Chapman dan Hall. (1992), *The Analysis of Contingency Tables*, Second Edition, 2-6 Boundary Row London SE1 8HN, UK.
- Chen, G., dan Hamori, S. (2010), Bivariate Probit Analysis of Differences of Between Male and Female Formal Employment in Urban Cina, *Journal of Asian Economics*: Vol. 21, pp. 494-501.
- Dudewics, E. J. dan Mishra, S. N. (1988), *Modern Mathematical Statistics*, Wiley series in probability and mathematical statistics, John Wiley & Sons.
- Ertanto, Y. E. (2010), *Faktor-faktor yang Mempengaruhi Ibu tidak Memberikan Imunisasi secara Lengkap pada Batita dengan Metode Regresi Logistik (Kasus di Kelurahan Keputih Surabaya*, Tugas Akhir, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Greene, W. H. (2012), *Econometrics Analysis*, Seventh Edition, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Gujarati, D. N. dan Porter, D. C. (2013), *Dasar-dasar Ekonometrika*, Edisi Kelima Buku 2, Jakarta: Salemba Empat.

- Hidayat, A. Aziz Alimul. (2008), *Pengantar Ilmu Kesehatan Anak untuk Pendidikan Kebidanan*, Jakarta, Salemba Medika.
- Hocking, R. (1996), *Methods and Application of Linier Models*, John Wiley and Sons, Inc., New York.
- Hosmer, D. W. dan Lemeshow, S. (2000), *Applied Logistic Regression, Second Edition*, Wiley-Interscience A John Wiley & Sons, Inc.
- Idwar. (2000), *Faktor-faktor yang Berhubungan dengan Status Imunisasi Hepatitis B pada Bayi (0-11 bulan) di Kabupaten Aceh Besar Propinsi daerah Istimewa Aceh Tahun 1998/1999*, Tesis, Universitas Indonesia, Depok.
- Israel, D. (2008), *Data Analysis in Business Research: A Step-By-Step Nonparametric Approach*, SAGE Publication Inc., California.
- Konishi, S. dan Kitagawa, G. (2008), *Information Criteria and Statistical Modeling*, Springer Science + Business Media, LCC, New York.
- Kutner, M.H., Nachtsheim, C.J., dan Neter, J. (2008), *Applied Linear Regression Model*, McGraw-Hill Companies. New York.
- Littman, D. R dan Weiss, A. (1994), *Signal Transduction by Lymphocyte Antigen Receptor*, Cell 76, pp. 263-274.
- Mahayu, P. (2014), *Imunisasi dan Nutrisi (Panduan Pemberian Imunisasi dan Nutrisi pada Bayi, Batita, Balita, dan Manfaatnya)*, Yogyakarta, Bukubiru.
- Maryati, S. (2009), *Faktor-faktor yang Memengaruhi Pemberian ASI Eksklusif pada Bayi Umur 0-6 Bulan di Kota Medan Tahun 2009*, Tesis, Universitas Sumatera Utara, Medan.
- Mosley, W. H. dan Chen, L. C. (1984), An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries, *Chils Survival: Strategies for Research, Population and Development Review*, Supplement vol. 10, pp. 25-45.
- Nugraha, J. (2010), *Pemodelan Pilihan Diskrit Menggunakan Model Probit dan Model Fixed Logit pada Respon Multivariat*, Disertasi, Universitas Gajah Mada, Yogyakarta.
- Notoatmodjo, S. (2014), *Ilmu Perilaku Kesehatan*, Jakarta, Rineka Cipta.
- Prasetyono, D. S. (2009), *Buku Pintar ASI Eksklusif*, Yogyakarta, Diva Press.

- Purnamawati, S. (2003), Faktor-faktor yang Berhubungan dengan Pola Pemberian ASI pada Bayi Usia Empat Bulan (Analisis Data Susenas 2001), *Media Litbang Kesehatan*, Vol. XIII No.3 pp. 29-37.
- Pusat Data dan Informasi Kementrian Kesehatan RI. (2014), *Situasi dan Analisis ASI Eksklusif*, Jakarta.
- Ramachandran, K.M. dan Tsokos, C. P. (2009), *Mathematical Statistics with Applications*, Elseiver Inc, USA.
- Ratnasari, V. (2012), *Estimasi Parameter dan Uji Signifikansi Model Probit Bivariat*, Disertasi, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Roesli, U. (2000), *Mengenal ASI Eksklusif*, Jakarta: Niaga Swadaya.
- Sandra, T. (2010), *Faktor Determinan Status Imunisasi Dasar Lengkap pada Anak Usia 12 Bulan di Indonesia (Analisis Data Riskesdas 2007)*, Tesis, Universitas Indonesia, Depok.
- Santosa, A. (2009), *Faktor-faktor yang Mempengaruhi Pemberian ASI Eksklusif pada Rumah Tangga Miskin di Propinsi Sulawesi Tengah dengan Pendekatan Mars Bagging*, Tesis, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Savitri, I. (2009), *Faktor yang Berhubungan dengan Status Imunisasi Dasar Lengkap Tepat Waktu pada Anak Usia 12 Bulan di 16 Kabupaten Propinsi NTT (Analisis Data Survei Kesehatan Ibu dan Anak di Propinsi NTT 2007)*, Tesis, Universitas Indonesia, Depok.
- Suandi, A. (2001), *Pengaruh Penolong Persalinann terhadap Kontak Pertama Imunisasi Hepatitis B Bayi di Wilayah Kerja Puskesmas Kecamatan Talaga Kabupaten Majalengka Tahun 2001*, Tesis, Universitas Indonesia, Depok.
- Suharjo, B. (2013), *Statistika Terapan (Disertai Contoh Aplikasi dengan SPSS)*, Yogyakarta, Graha Ilmu.
- Utomo, B. S. (2012), *Determinan yang Berhubungan dengan Perilaku Pemberian ASI Eksklusif di Kelurahan Pulau Untung Jawa Kecamatan Kepulauan Seribu Provinsi DKI Jakarta Tahun 2011*, Tesis, Universitas Indonesia, Depok.

- Utomo, W. B. (2008), Perbandingan Analisis Regresi Logistik dengan Analisis Propensity Score Matching pada Studi Kasus Imunisasi Bayi, *Jurnal Kesehatan Masyarakat Nasional*. Vol. 2, pp 282-288.
- Wahyono, T. Y. M. (2010), *Faktor Determinan Status Imunisasi Dasar Lengkap pada Anak Usia 12 Bulan di Indonesia (Analisis Data Riskesdas 2007)*, Tesis, Universitas Indonesia, Depok.
- Wahyudi, C. D. (2014), *Model Kemiskinan Perdesaan dan Perkotaan dengan Pendekatan Garis Kemiskinan Menggunakan Regresi Probit Biner Bivariat di Provinsi Bengkulu*, Tesis, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.
- Wardana, N. (2001), *Pengaruh Perilaku Ibu tentang Imunisasi terhadap Status Kelengkapan Imunisasi Dasar pada Anak di Kabupaten Majalengka Tahun 1999-2001*, Tesis, Universitas Indonesia, Depok.
- Wulandari, S. dan Pramono, M. S. (2014), Hubungan Kondisi Sosial Ekonomi Keluarga dengan Pemberian ASI Eksklusif di Wilayah Kerja Puskesmas Tanah Kali Kedinding Surabaya, *Buletin Penelitian Sistem Kesehatan*, Vol. 17, No. 1, Januari 2014, Hal. 9-15.

**Lampiran 1**

**Data Sampel Penelitian Variabel Respon**

No.	Imunisasi Dasar					ASI saja (bulan)	$Y_1$	$Y_2$
	BCG	DPT	Polio	Campak	Hepatitis B			
1.	1	3	4	1	3	6	1	1
2.	1	3	4	1	3	12	1	1
3.	1	3	4	1	3	5	1	0
4.	1	3	4	1	3	6	1	1
5.	1	3	4	1	4	5	1	0
6.	1	3	4	1	3	6	1	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
211.	0	0	0	0	0	3	0	0
212.	1	3	3	1	4	2	1	0
213.	1	3	3	1	4	6	1	1
214.	1	3	4	1	3	6	1	1
215.	0	0	0	0	0	5	0	0
216.	1	3	3	1	3	0	1	0
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
751.	0	0	0	0	0	9	0	1
752.	1	3	4	1	3	3	1	0
753.	1	1	1	1	2	1	0	0
754.	1	1	1	0	0	1	0	0
755.	1	3	4	1	3	1	1	0
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
1097.	1	3	3	1	3	2	1	0
1098.	1	3	3	1	3	0	1	0
1099.	1	1	1	1	1	10	0	1
1100.	1	1	1	1	1	5	0	0
1101.	1	1	1	1	1	4	0	0
1102.	1	1	1	1	1	6	0	1
1103.	1	2	3	1	1	6	0	1



## Lampiran 2

### Data Sampel Penelitian Variabel Prediktor

No.	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$X_7$	$X_8$	$X_9$
1.	35	23	2	2	2	3	4	1	1
2.	30	25	2	2	2	3	1	1	1
3.	41	19	3	2	2	3	4	1	1
4.	34	17	2	2	2	3	3	1	1
5.	25	19	3	2	2	2	2	1	1
6.	27	21	2	2	2	3	1	1	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
211.	30	15	2	2	2	3	3	1	1
212.	23	18	2	2	2	2	1	2	1
213.	28	23	2	1	2	2	1	1	1
214.	41	16	1	2	2	1	8	1	1
215.	25	18	2	2	2	1	2	2	1
216.	32	18	3	1	2	3	2	1	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
751.	29	20	1	2	2	2	1	1	1
752.	28	20	2	2	2	2	2	1	1
753.	27	18	3	2	2	2	2	2	1
754.	39	19	2	2	1	2	3	2	1
755.	24	18	3	2	1	3	1	1	1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
1097.	41	15	2	1	2	1	5	1	1
1098.	25	22	3	2	2	2	1	1	1
1099.	29	18	2	2	2	2	2	1	2
1100.	32	19	2	1	1	2	3	1	2
1101.	33	16	2	1	2	2	3	1	2
1102.	37	20	1	2	1	1	4	1	2
1103.	22	16	2	2	2	2	1	1	2

### Lampiran 3

#### Deskriptif Variabel Respon

##### Statistics

Imunisasi

N	Valid	1103
	Missing	0

##### Imunisasi

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Tidak Lengkap	291	26.4	26.4	26.4
	Lengkap	812	73.6	73.6	100.0
	Total	1103	100.0	100.0	

##### Statistics

ASI Eksklusif

N	Valid	1103
	Missing	0

##### ASI Eksklusif

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Tidak Eksklusif	701	63.6	63.6	63.6
	Eksklusif	402	36.4	36.4	100.0
	Total	1103	100.0	100.0	

##### Imunisasi \* ASI Eksklusif Crosstabulation

Count

		ASI Eksklusif		Total
		Tidak Eksklusif	Eksklusif	
Imunisasi	Tidak Lengkap	198	93	291
	Lengkap	503	309	812
Total		701	402	1103

## Lampiran 4

### Deskriptif Variabel Prediktor

#### Umur Ibu Umur Perkawinan Pertama Ibu Jumlah Anak Lahir Hidup \* Imunisasi

Imunisasi		Umur Ibu	Umur Perkawinan Pertama Ibu	Jumlah Anak Lahir Hidup
Tidak Lengkap	Mean	31.57	19.29	2.42
	N	291	291	291
	Std. Deviation	6.979	3.813	1.350
Lengkap	Mean	31.33	19.85	2.23
	N	812	812	812
	Std. Deviation	6.113	3.746	1.266
Total	Mean	31.39	19.70	2.28
	N	1103	1103	1103
	Std. Deviation	6.351	3.770	1.291

#### Umur Ibu Umur Perkawinan Pertama Ibu Jumlah Anak Lahir Hidup \* ASI Eksklusif

ASI Eksklusif		Umur Ibu	Umur Perkawinan Pertama Ibu	Jumlah Anak Lahir Hidup
Tidak Eksklusif	Mean	31.18	19.42	2.29
	N	701	701	701
	Std. Deviation	6.438	3.744	1.317
Eksklusif	Mean	31.77	20.19	2.25
	N	402	402	402
	Std. Deviation	6.186	3.772	1.246
Total	Mean	31.39	19.70	2.28
	N	1103	1103	1103
	Std. Deviation	6.351	3.770	1.291

**Pendidikan Ibu \* Imunisasi Crosstabulation**

			Imunisasi		Total
			Tidak Lengkap	Lengkap	
Pendidikan Ibu	Tdk punya ijazah SD	Count	59	82	141
		% within Pendidikan Ibu	41.8%	58.2%	100.0%
	SD/ sederajat atau SMP/ sederajat	Count	166	489	655
		% within Pendidikan Ibu	25.3%	74.7%	100.0%
	SMA/ sederajat atau PT/ sederajat	Count	66	241	307
		% within Pendidikan Ibu	21.5%	78.5%	100.0%
Total	Count	291	812	1103	
	% within Pendidikan Ibu	26.4%	73.6%	100.0%	

**Pendidikan Ibu \* ASI Eksklusif Crosstabulation**

			ASI Eksklusif		Total
			Tidak Eksklusif	Eksklusif	
Pendidikan Ibu	Tdk punya ijazah SD	Count	101	40	141
		% within Pendidikan Ibu	71.6%	28.4%	100.0%
	SD/ sederajat atau SMP/ sederajat	Count	413	242	655
		% within Pendidikan Ibu	63.1%	36.9%	100.0%
	SMA/ sederajat atau PT/ sederajat	Count	187	120	307
		% within Pendidikan Ibu	60.9%	39.1%	100.0%
Total	Count	701	402	1103	
	% within Pendidikan Ibu	63.6%	36.4%	100.0%	

**Status Kerja Ibu \* Imunisasi Crosstabulation**

			Imunisasi		Total
			Tidak Lengkap	Lengkap	
Status Kerja Ibu	Ya	Count	150	399	549
		% within Status Kerja Ibu	27.3%	72.7%	100.0%
	Tidak	Count	141	413	554
		% within Status Kerja Ibu	25.5%	74.5%	100.0%
Total		Count	291	812	1103
		% within Status Kerja Ibu	26.4%	73.6%	100.0%

**Status Kerja Ibu \* ASI Eksklusif Crosstabulation**

			ASI Eksklusif		Total
			Tidak Eksklusif	Eksklusif	
Status Kerja Ibu	Ya	Count	363	186	549
		% within Status Kerja Ibu	66.1%	33.9%	100.0%
	Tidak	Count	338	216	554
		% within Status Kerja Ibu	61.0%	39.0%	100.0%
Total		Count	701	402	1103
		% within Status Kerja Ibu	63.6%	36.4%	100.0%

**Pekerjaan Bapak \* Imunisasi Crosstabulation**

			Imunisasi		Total
			Tidak Lengkap	Lengkap	
Pekerjaan Bapak	Sektor Pertanian	Count	111	286	397
		% within Pekerjaan Bapak	28.0%	72.0%	100.0%
	Sektor Non Pertanian	Count	180	526	706
		% within Pekerjaan Bapak	25.5%	74.5%	100.0%
Total	Count	291	812	1103	
	% within Pekerjaan Bapak	26.4%	73.6%	100.0%	

**Pekerjaan Bapak \* ASI Eksklusif Crosstabulation**

			ASI Eksklusif		Total
			Tidak Eksklusif	Eksklusif	
Pekerjaan Bapak	Sektor Pertanian	Count	274	123	397
		% within Pekerjaan Bapak	69.0%	31.0%	100.0%
	Sektor Non Pertanian	Count	427	279	706
		% within Pekerjaan Bapak	60.5%	39.5%	100.0%
Total		Count	701	402	1103
		% within Pekerjaan Bapak	63.6%	36.4%	100.0%

**Pendidikan Bapak \* Imunisasi Crosstabulation**

			Imunisasi		Total
			Tidak Lengkap	Lengkap	
Pendidikan Bapak	Tdk punya ijazah SD	Count	53	103	156
		% within Pendidikan Bapak	34.0%	66.0%	100.0%
	SD/ sederajat atau SMP/ sederajat	Count	163	406	569
		% within Pendidikan Bapak	28.6%	71.4%	100.0%
	SMA/ sederajat atau PT/ sederajat	Count	75	303	378
		% within Pendidikan Bapak	19.8%	80.2%	100.0%
Total	Count	291	812	1103	
	% within Pendidikan Bapak	26.4%	73.6%	100.0%	

**Pendidikan Bapak \* ASI Eksklusif Crosstabulation**

			ASI Eksklusif		Total
			Tidak Eksklusif	Eksklusif	
Pendidikan Bapak	Tdk punya ijazah SD	Count	105	51	156
		% within Pendidikan Bapak	67.3%	32.7%	100.0%
	SD/ sederajat atau SMP/ sederajat	Count	359	210	569
		% within Pendidikan Bapak	63.1%	36.9%	100.0%
	SMA/ sederajat atau PT/ sederajat	Count	237	141	378
		% within Pendidikan Bapak	62.7%	37.3%	100.0%
Total	Count	701	402	1103	
	% within Pendidikan Bapak	63.6%	36.4%	100.0%	

**Penolong Kelahiran Terakhir \* Imunisasi Crosstabulation**

			Imunisasi		Total
			Tidak Lengkap	Lengkap	
Penolong Kelahiran Terakhir	Medis	Count	221	708	929
		% within Penolong Kelahiran Terakhir	23.8%	76.2%	100.0%
	Non Medis	Count	70	104	174
		% within Penolong Kelahiran Terakhir	40.2%	59.8%	100.0%
Total		Count	291	812	1103
		% within Penolong Kelahiran Terakhir	26.4%	73.6%	100.0%

**Penolong Kelahiran Terakhir \* ASI Eksklusif Crosstabulation**

			ASI Eksklusif		Total
			Tidak Eksklusif	Eksklusif	
Penolong Kelahiran Terakhir	Medis	Count	579	350	929
		% within Penolong Kelahiran Terakhir	62.3%	37.7%	100.0%
	Non Medis	Count	122	52	174
		% within Penolong Kelahiran Terakhir	70.1%	29.9%	100.0%
Total		Count	701	402	1103
		% within Penolong Kelahiran Terakhir	63.6%	36.4%	100.0%

**Status Daerah \* Imunisasi Crosstabulation**

			Imunisasi		Total
			Tidak Lengkap	Lengkap	
Status Daerah	Perkotaan	Count	86	327	413
		% within Status Daerah	20.8%	79.2%	100.0%
	Perdesaan	Count	205	485	690
		% within Status Daerah	29.7%	70.3%	100.0%
Total		Count	291	812	1103
		% within Status Daerah	26.4%	73.6%	100.0%

**Status Daerah \* ASI Eksklusif Crosstabulation**

			ASI Eksklusif		Total
			Tidak Eksklusif	Eksklusif	
Status Daerah	Perkotaan	Count	243	170	413
		% within Status Daerah	58.8%	41.2%	100.0%
	Perdesaan	Count	458	232	690
		% within Status Daerah	66.4%	33.6%	100.0%
Total		Count	701	402	1103
		% within Status Daerah	63.6%	36.4%	100.0%



## Lampiran 5

### Uji Dependensi antar Variabel Respon

#### Case Processing Summary

	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
Imunisasi * ASI Eksklusif	1103	100.0%	0	0.0%	1103	100.0%

#### Imunisasi \* ASI Eksklusif Crosstabulation

Count

		ASI Eksklusif		Total
		Tidak Eksklusif	Eksklusif	
Imunisasi	Tidak Lengkap	198	93	291
	Lengkap	503	309	812
Total		701	402	1103

#### ASI Eksklusif \* Imunisasi Crosstabulation

			Imunisasi		Total
			Tidak Lengkap	Lengkap	
ASI Eksklusif	Tidak Eksklusif	Count	198	503	701
		Expected Count	184.9	516.1	701.0
	Eksklusif	Count	93	309	402
		Expected Count	106.1	295.9	402.0
	Total	Count	291	812	1103
		Expected Count	291.0	812.0	1103.0

### Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	3.436 <sup>a</sup>	1	.064		
Continuity Correction <sup>b</sup>	3.178	1	.075		
Likelihood Ratio	3.480	1	.062		
Fisher's Exact Test				.065	.037
Linear-by-Linear Association	3.433	1	.064		
N of Valid Cases	1103				

a. 0 cells (0.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 106.06.

b. Computed only for a 2x2 table

### Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.056			.064
	Cramer's V	.056			.064
	Contingency Coefficient	.056			.064
Interval by Interval	Pearson's R	.056	.029	1.855	.064 <sup>c</sup>
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	.056	.029	1.855	.064 <sup>c</sup>
N of Valid Cases		1103			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

## Lampiran 6

### Korelasi antar Variabel Prediktor

**Correlations**

		Umur Ibu	Umur Perkawinan Pertama Ibu	Jumlah Anak Lahir Hidup
Umur Ibu	Pearson Correlation	1	.266**	.600**
	Sig. (2-tailed)		.000	.000
	N	1103	1103	1103
Umur Perkawinan Pertama Ibu	Pearson Correlation	.266**	1	-.265**
	Sig. (2-tailed)	.000		.000
	N	1103	1103	1103
Jumlah Anak Lahir Hidup	Pearson Correlation	.600**	-.265**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	
	N	1103	1103	1103

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

**Correlations**

			Pendidikan Ibu	Pendidikan Bapak
Kendall's tau_b	Pendidikan Ibu	Correlation Coefficient	1.000	.518**
		Sig. (2-tailed)		.000
		N	1103	1103
	Pendidikan Bapak	Correlation Coefficient	.518**	1.000
		Sig. (2-tailed)	.000	
		N	1103	1103

\*\* . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

## Status Kerja Ibu \* Pekerjaan Bapak

Crosstab

Count

		Pekerjaan Bapak		Total
		Sektor Pertanian	Sektor Non Pertanian	
Status Kerja Ibu	Ya	228	321	549
	Tidak	169	385	554
Total		397	706	1103

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.115			.000
	Cramer's V	.115			.000
	Contingency Coefficient	.114			.000
Interval by Interval	Pearson's R	.115	.030	3.836	.000 <sup>c</sup>
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	.115	.030	3.836	.000 <sup>c</sup>
N of Valid Cases		1103			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

## Status Kerja Ibu \* Penolong Persalinan

Crosstab

Count

		Penolong Persalinan		Total
		Medis	Non Medis	
Status Kerja Ibu	Ya	455	94	549
	Tidak	474	80	554
Total		929	174	1103

#### Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
	Phi	-.037			.222
Nominal by Nominal	Cramer's V	.037			.222
	Contingency Coefficient	.037			.222
Interval by Interval	Pearson's R	-.037	.030	-1.221	.222 <sup>c</sup>
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-.037	.030	-1.221	.222 <sup>c</sup>
N of Valid Cases		1103			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

### Status Kerja Ibu \* Status Daerah

#### Crosstab

Count

		Status Daerah		Total
		Perkotaan	Perdesaan	
Status Kerja Ibu	Ya	187	362	549
	Tidak	226	328	554
Total		413	690	1103

#### Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
	Phi	-.070			.021
Nominal by Nominal	Cramer's V	.070			.021
	Contingency Coefficient	.069			.021
Interval by Interval	Pearson's R	-.070	.030	-2.313	.021 <sup>c</sup>
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-.070	.030	-2.313	.021 <sup>c</sup>
N of Valid Cases		1103			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

## Pekerjaan Bapak \* Penolong Persalinan

Crosstab

Count

		Penolong Persalinan		Total
		Medis	Non Medis	
Pekerjaan Bapak	Sektor Pertanian	315	82	397
	Sektor Non Pertanian	614	92	706
Total		929	174	1103

Symmetric Measures

		Value	Asymp. Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	-.100			.001
	Cramer's V	.100			.001
	Contingency Coefficient	.100			.001
	Pearson's R	-.100	.031	-3.348	.001 <sup>c</sup>
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	-.100	.031	-3.348	.001 <sup>c</sup>
N of Valid Cases		1103			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

## Pekerjaan Bapak \* Status Daerah

Crosstab

Count

		Status Daerah		Total
		Perkotaan	Perdesaan	
Pekerjaan Bapak	Sektor Pertanian	48	349	397
	Sektor Non Pertanian	365	341	706
Total		413	690	1103

#### Symmetric Measures

	Value	Asymp. Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
Phi	-.393			.000
Nominal by Nominal Cramer's V	.393			.000
Contingency Coefficient	.366			.000
Interval by Interval Pearson's R	-.393	.024	-14.174	.000 <sup>c</sup>
Ordinal by Ordinal Spearman Correlation	-.393	.024	-14.174	.000 <sup>c</sup>
N of Valid Cases	1103			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

#### Penolong Persalinan \* Status Daerah Crosstabulation

Count

		Status Daerah		Total
		Perkotaan	Perdesaan	
Penolong Persalinan	Medis	375	554	929
	Non Medis	38	136	174
Total		413	690	1103

#### Symmetric Measures

	Value	Asymp. Std. Error <sup>a</sup>	Approx. T <sup>b</sup>	Approx. Sig.
Phi	.140			.000
Nominal by Nominal Cramer's V	.140			.000
Contingency Coefficient	.138			.000
Interval by Interval Pearson's R	.140	.027	4.676	.000 <sup>c</sup>
Ordinal by Ordinal Spearman Correlation	.140	.027	4.676	.000 <sup>c</sup>
N of Valid Cases	1103			

a. Not assuming the null hypothesis.

b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

c. Based on normal approximation.

## Lampiran 7

### Output Model Probit Biner Bivariat Lengkap

#### Hasil Pengolahan Model Probit Biner Bivariat Berdasarkan Kategori Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI dengan Program StataSE12

```

Bivariate probit regression               Number of obs   =       1103
                                         Wald chi2(22)    =       65.89
Log likelihood = -1324.9564              Prob > chi2      =       0.0000

```

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1	x1	-.0019026	.0096125	-0.20	0.843	-.0207427	.0169376
	x2	.0048052	.0148263	0.32	0.746	-.0242538	.0338642
	D3_1	.3504561	.1332782	2.63	0.009	.0892356	.6116765
	D3_2	.2804535	.1729224	1.62	0.105	-.0584681	.6193751
	D4_1	.0304074	.0852259	0.36	0.721	-.1366323	.197447
	D5_1	-.1310091	.0971626	-1.35	0.178	-.3214443	.0594261
	D6_1	-.0215337	.1281514	-0.17	0.867	-.2727059	.2296385
	D6_2	.1975567	.1539692	1.28	0.199	-.1042172	.4993307
	x7	-.0095187	.0476255	-0.20	0.842	-.102863	.0838256
	D8_1	-.3439814	.1118377	-3.08	0.002	-.5631793	-.1247835
	D9_1	-.216417	.0968531	-2.23	0.025	-.4062456	-.0265885
	_cons	.5541359	.3320032	1.67	0.095	-.0965784	1.20485
y2	x1	.0060724	.0093336	0.65	0.515	-.0122212	.024366
	x2	.0271794	.0138774	1.96	0.050	-.0000198	.0543786
	D3_1	.1826141	.1367913	1.33	0.182	-.085492	.4507202
	D3_2	.1174974	.1712497	0.69	0.493	-.2181459	.4531407
	D4_1	.1079873	.080273	1.35	0.179	-.049345	.2653195
	D5_1	.1562885	.092565	1.69	0.091	-.0251355	.3377125
	D6_1	-.0229909	.126483	-0.18	0.856	-.270893	.2249112
	D6_2	-.1330818	.1475036	-0.90	0.367	-.4221836	.1560199
	x7	.0035006	.0463001	0.08	0.940	-.0872459	.0942471
	D8_1	-.1269444	.1140129	-1.11	0.266	-.3504055	.0965167
	D9_1	-.1094018	.0893781	-1.22	0.221	-.2845796	.065776
	_cons	-1.237106	.3164791	-3.91	0.000	-1.857393	-.616818
/athrho		.0768956	.0536235	1.43	0.152	-.0282045	.1819958
rho		.0767444	.0533077			-.0281971	.1800127

```

Likelihood-ratio test of rho=0:      chi2(1) = 2.05905      Prob > chi2 = 0.1513

```

```
. estat ic
```

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	1103	.	-1324.956	25	2699.913	2825.058

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)



## Lampiran 8

### Output Model Probit Biner Bivariat Terbaik

#### Hasil Pengolahan Model Probit Biner Bivariat Berdasarkan Kategori Pemberian Imunisasi Dasar dan ASI dengan Program StataSE12

```

Bivariate probit regression              Number of obs   =       1103
                                         Wald chi2(12)    =       57.60
Log likelihood = -1329.3214             Prob > chi2      =       0.0000

```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
y1						
x2	.0054827	.0124215	0.44	0.659	-.018863	.0298284
D3_1	.3840634	.1223911	3.14	0.002	.1441813	.6239455
D3_2	.4038081	.1538949	2.62	0.009	.1021796	.7054366
D5_1	-.1040569	.094747	-1.10	0.272	-.2897576	.0816439
D8_1	-.3575584	.1106256	-3.23	0.001	-.5743807	-.1407362
D9_1	-.231048	.0962937	-2.40	0.016	-.4197802	-.0423158
_cons	.4678979	.2711372	1.73	0.084	-.0635213	.9993171
y2						
x2	.0300707	.011587	2.60	0.009	.0073606	.0527809
D3_1	.1426333	.1259976	1.13	0.258	-.1043175	.3895841
D3_2	-.0002714	.1526944	-0.00	0.999	-.2995469	.2990041
D5_1	.1587571	.0905839	1.75	0.080	-.0187842	.3362983
D8_1	-.1272334	.1127261	-1.13	0.259	-.3481725	.0937058
D9_1	-.1069374	.088882	-1.20	0.229	-.2811429	.067268
_cons	-1.04427	.2579467	-4.05	0.000	-1.549837	-.5387041
/athrho	.0714031	.053398	1.34	0.181	-.0332551	.1760612
rho	.071282	.0531267			-.0332429	.1742644

```

Likelihood-ratio test of rho=0:      chi2(1) =  1.78966      Prob > chi2 = 0.1810

```

```
. estat ic
```

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	1103	.	-1329.321	15	2688.643	2763.73

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [\[R\] BIC note](#)

## Lampiran 9

### Nilai AIC Model Probit Biner Bivariat

No.	Model	AIC
(1)	(2)	(3)
1	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	2699,913
2	$X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	2696,387
3	$X_1, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	2699,806
4	$X_1, X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	2700,645
5	$X_1, X_2, X_3, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	2697,657
6	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_6, X_7, X_8, X_9$	2700,793
7	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_7, X_8, X_9$	2697,657
8	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_8, X_9$	2695,96
9	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_9$	2706,243
11	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8$	2702,197
12	$X_2, X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	2697,134
⋮	⋮	⋮
45	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6, X_7$	2709,306
46	$X_4, X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	2700,641
⋮	⋮	⋮
128	$X_2, X_3, X_5, X_6, X_8, X_9$	2690,899
129	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5, X_6$	2705,55
130	$X_5, X_6, X_7, X_8, X_9$	2698,597
⋮	⋮	⋮
<b>200</b>	$X_2, X_3, X_5, X_8, X_9$	<b>2688,643</b>
201	$X_2, X_3, X_5, X_7, X_9$	2699,107
⋮	⋮	⋮
255	$X_1, X_2, X_3, X_4, X_5$	2704,64
256	$X_5, X_7, X_8, X_9$	2697,787
⋮	⋮	⋮
378	$X_1, X_2, X_3, X_7$	2708,186
379	$X_1, X_2, X_3, X_6$	2710,386
380	$X_1, X_2, X_3, X_5$	2703,137
381	$X_1, X_2, X_3, X_4$	2705,013
382	$X_7, X_8, X_9$	2698,08
383	$X_6, X_8, X_9$	2697,922
384	$X_6, X_7, X_9$	2709,971

No.	Model	AIC
(1)	(2)	(3)
386	$X_5, X_8, X_9$	2696,094
⋮	⋮	⋮
462	$X_1, X_2, X_5$	2712,496
463	$X_1, X_2, X_6$	2710,177
464	$X_1, X_2, X_4$	2714,155
465	$X_1, X_2, X_3$	2704,496
466	$X_8, X_9$	2696,349
467	$X_7, X_9$	2705,516
468	$X_7, X_8$	2705,516
⋮	⋮	⋮
472	$X_5, X_6$	2710,988
473	$X_4, X_9$	2711,551
474	$X_4, X_8$	2705,269
475	$X_4, X_5$	2719,444
476	$X_3, X_9$	2700,082
477	$X_3, X_8$	2696,771
478	$X_3, X_7$	2709,538
479	$X_3, X_4$	2706,722
480	$X_2, X_9$	2704,419
⋮	⋮	⋮
500	$X_4, X_7$	2722,399
501	$X_4, X_6$	2715,249
502	$X_3, X_6$	2708,11
503	$X_9$	2710,236
504	$X_8$	2704,316
505	$X_7$	2721,744
506	$X_6$	2714,713
507	$X_5$	2717,816
508	$X_4$	2722,959
509	$X_3$	2706,225
510	$X_2$	2711,809
511	$X_1$	2723,897

## ***Lampiran 10***

### **Program untuk Estimasi Parameter Model Probit Biner Bivariat**

```
[n,q]=size(x);
X=[ones(n,1) x];
[n,q]=size (X);
alpa=0.10;
gam=0;
eta=0;
mu=[0 0];
ro=0.056;

for i=1:1:q
    B1(i)=0;
    B2(i)=0;
end
for i=1:1:n
    a1=y(i,1);
    a2=y(i,2);
    if and(a1==1,a2==1)
        yy=[1 0 0 0];
    elseif and(a1==1,a2==0)
        yy=[0 1 0 0];
    elseif and(a1==0,a2==1)
        yy=[0 0 1 0];
    elseif and(a1==0,a2==0)
        yy=[0 0 0 1];
    end
    yk(i,:)=yy;
end

%format yk ialah y11 y10 y01 y00

%menghitung nilai beta-beta
err=1;
iter=0;
while err>0.001
    hb1b1=0;
    hb1b2=0;
    hb2b2=0;
    hb1ro=0;
    hb2ro=0;
    hroro=0;
    gb1=0;
    gb2=0;
    gb3=0;
    iter=iter+1;
```

```

for i=1:1:n
    y00=yk(i,4);
    y01=yk(i,3);
    y10=yk(i,2);
    y11=yk(i,1);
    xi=X(i,:);
    xi=xi';
    z1=gam-(B1*xi);
    z2=eta-(B2*xi);
    zz=[z1 z2];
    p1i=1-normcdf(z1,0,1);
    p2i=1-normcdf(z2,0,1);
    sigm=[1 ro;ro 1];
    p01i=normcdf(z1,0,1)-mvncdf(zz,mu,sigm);
    p11=(p2i-p01i);
    p10=(p1i-p2i+p01i);
    p01=(p01i);
    p00=(1-p1i-p01i);

    pit11(i,iter)=p11;
    pit10(i,iter)=p10;
    pit01(i,iter)=p01;
    pit00(i,iter)=p00;
    ai=1/(p11);
    bi=1/(p10);
    ci=1/(p01);
    di=1/(p00);
    np1=normpdf(z1,0,1);
    np2=normpdf(z2,0,1);
    np12=mvnpdf(zz,mu,sigm);
    dPHI1=1/2*np1*(1+erf((z2-z1*ro)/(sqrt(2*(1-ro^2))))));
    dPHI2=1/2*np2*(1+erf((z1-z2*ro)/(sqrt(2*(1-ro^2))))));
    dPHI=(exp(((z2-z1*ro)^2)/2*(1-ro^2))*(-(z2/2*(1-ro^2))+((2*(z2-
z1*ro)*ro)/((2*(1-ro^2))*(sqrt(2*(1-ro^2)))))))/(sqrt(pi)));

    gb1=gb1-xi*((ai*y11-bi*y10-ci*y01+di*y00)*dPHI1-(ai*y11-ci*y01)*np1);
    gb2=gb2-xi*((ai*y11-bi*y10-ci*y01+di*y00)*dPHI2-(ai*y11-bi*y01)*np2);
    gb3=gb3-((ai*y11-bi*y10-ci*y01+di*y00)*dPHI);

    dPHI11=z1*dPHI1+ro*np12;
    dPHI22=z2*dPHI2+ro*np12;
    dLAMDA=dPHI+ro*np12;

    hb1b1=hb1b1+xi*(xi)*(-
((ai^2)*y11+(ci^2)*y01)*(np1^2)+2*((ai^2)*y11+(ci^2)*y01)*np1*dPHI1-
((ai^2)*y11+(bi^2)*y10+(ci^2)*y01+(di^2)*y00)*(dPHI1^2)+(ai*y11-
ci*y01)*z1*np1-(ai*y11-bi*y10-ci*y01+di*y00)*dPHI11);

```

```

        hb1b2=hb1b2+xi*(xi')*((-ai^2)*y11)*np1*np2-
        ((ai^2)*y11+(bi^2)*y10+(ci^2)*y01+(di^2)*y00)*dPHI2*dPHI1+((ai^2)*y11+(ci
        ^2)*y01)*np1*dPHI2+((ai^2)*y11+(bi^2)*y10)*np2*dPHI1+(ai*y11-bi*y10-
        ci*y01+di*y00)*np12);
        hb1ro=hb1ro+(xi')*(-
        ((ai^2)*y11+(bi^2)*y10+(ci^2)*y01+(di^2)*y00)*dPHI*dPHI1)+(((ai^2)*y11+(c
        i^2)*y01)*np1*dPHI);
        hb2b2=hb2b2+xi*(xi')*(-(ai^2)*y11+(bi^2)*y10)*(np2^2)+(ai*y11-
        bi*y10)*z2*np2+2*((ai^2)*y11+(bi^2)*y10*np2*dPHI2-
        ((ai^2)*y11+(bi^2)*y10+(ci^2)*y01+(di^2)*y00)*dPHI2*dPHI2+(ai*y11-
        bi*y10-ci*y01+di*y00)*dPHI22);
        hb2ro=hb2ro+(xi')*(-
        ((ai^2)*y11+(bi^2)*y10+(ci^2)*y01+(di^2)*y00)*dPHI*dPHI2)+(((ai^2)*y11+(b
        i^2)*y10)*np2*dPHI);
        hroro=hroro+((ai*y11-bi*y10-ci*y01-di*y00)*dLAMDA)-
        (((ai^2)*y11+(bi^2)*y10+(ci^2)*y01+(di^2)*y00)*dPHI*dPHI);
    end
    g=[gb1;gb2;gb3];
    h=[hb1b1 hb1b2 hb1ro';hb1b2 hb2b2 hb2ro';hb1ro hb2ro hroro]
    Br=[B1 B2 ro];
    Br_new=Br-(pinv(h)*g)';
    err=sqrt(sum((Br-Br_new).^2));
    B1=Br_new(1:q);
    B2=Br_new((q+1):(2*q));
    ro=Br_new((2*q+1));
    Biter1(:,iter)=B1';
    Biter2(:,iter)=B2';
    roiter(iter)=ro;
    err(iter)=err;
end
iterb=iter;
for i=1:1:n
    y00=yk(i,4);
    y01=yk(i,3);
    y10=yk(i,2);
    y11=yk(i,1);
    xi=X(i,:);
    xi=xi';
    z1=gam-(B1*xi);
    z2=eta-(B2*xi);
    zz=[z1 z2];
    p1i=1-normcdf(z1,0,1);
    p2i=1-normcdf(z2,0,1);
    p01i=normcdf(z1,0,1)-mvncdf(zz,mu,sigm);
    p1l=(p2i-p01i);
    p10=(p1i-p2i+p01i);
    p01=(p01i);

```

```

        p00=(1-p1i-p01i);

        prob(i,:)= [p11 p10 p01 p00];
    end
    bbeta=Br_new;

    for i=1:1:q
        bbeta1(i)=Biter1(i,iterb);
        bbeta2(i)=Biter2(i,iterb);
    end
    betasig=[bbeta1' bbeta2']
    ro=roiter(iterb)

```

## ***Lampiran 11***

### **Program untuk Efek Marginal pada Model Probit Biner Bivariat Terbaik**

```
B1=[0.4679 0.0055 0.3841 0.4038 -0.1041 -0.3576 -0.2310];
B2=[-1.0443 0.0301 0.1426 -0.0003 0.1588 -0.1272 -0.1069];
xi=[1 30 0 1 1 0 0];
[n,q]=size(B1);
gam=0;
eta=0;
mu=[0 0];
ro=0.071;
sigm=[1 ro;ro 1];
z1=gam-(B1*xi');
z2=eta-(B2*xi');
zz=[z1 z2];
nc1=normcdf(z1,0,1);
nc2=normcdf(z2,0,1);
nc12=mvncdf(zz,mu,sigm);
np1=normpdf(z1,0,1);
np2=normpdf(z2,0,1);
np12=mvnpdf(zz,mu,sigm);
p11=1-nc1-nc2+nc12;
p10=nc2-nc12;
p01=nc1-nc12;
p00=nc12;
dPHI1=1/2*np1*(1+erf((z2-z1*ro)/(sqrt(2*(1-(ro^2))))))
dPHI2=1/2*np2*(1+erf((z1-z2*ro)/(sqrt(2*(1-(ro^2))))))
dPH11=z1*dPHI1+ro*np12
dPH22=z2*dPHI2+ro*np12
for i=1:1:q
dp11x(i)=B1(i)*np1+B2(i)*np2-B1(i)*dPHI1-B2(i)*dPHI2;
dp10x(i)=-B2(i)*np2+B1(i)*dPHI1+B2(i)*dPHI2;
dp01x(i)=-B1(i)*np1+B1(i)*dPHI1+B2(i)*dPHI2;
dp00x(i)=-B1(i)*dPHI1-B2(i)*dPHI2;
end
dp11x=dp11x';
dp10x=dp10x';
dp01x=dp01x';
dp00x=dp00x';
p11=1-nc1-nc2+nc12
p10=nc2-nc12
p01=nc1-nc12
p00=nc12
dp11x(i)=B1(i)*np1+B2(i)*np2-B1(i)*dPHI1-B2(i)*dPHI2
dp10x(i)=-B2(i)*np2+B1(i)*dPHI1+B2(i)*dPHI2
dp01x(i)=-B1(i)*np1+B1(i)*dPHI1+B2(i)*dPHI2
dp00x(i)=-B1(i)*dPHI1-B2(i)*dPHI2
```

**Lampiran 12**

**Hasil Prediksi dan Efek Marginal pada Model Probit Biner Bivariat Terbaik**

dPHI1 =	dp11x =
0.1342	-0.2855
	0.0106
	0.0946
dPHI2 =	0.0500
	0.0393
0.0699	-0.0862
	-0.0638
dPH11 =	dp10x =
-0.1178	0.4064
	-0.0092
dPH22 =	0.0046
	0.0543
0.0061	-0.0662
	-0.0061
	0.0042
p11 =	
0.4252	dp01x =
	-0.1310
p10 =	0.0014
	-0.0377
0.3993	-0.0501
	0.0240
	0.0355
p01 =	0.0212
0.0816	
	dp00x =
p00 =	0.0102
	-0.0028
0.0939	-0.0615
	-0.0542
	0.0029
	0.0569
	0.0385



### ***Lampiran 13***

#### **Fungsi Program Ketepatan Klasifikasi pada Model Probit Biner Bivariat**

```
function [p11 p10 p01 p00]=PBBR(xi);
B1=[0.4679 0.0055 0.3841 0.4038 -0.1041 -0.3576 -0.2310];
B2=[-1.0443 0.0301 0.1426 -0.0003 0.1588 -0.1272 -0.1069];
[n,q]=size(xi);
gam=0;
eta=0;
mu=[0;0];
ro=0.071;
sigm=[1 ro;ro 1];

z1=gam-(B1*xi');
z2=eta-(B2*xi');
zz=[z1 z2]';
nc1=normcdf(z1,0,1);
nc2=normcdf(z2,0,1);
nc12=mvncdf(zz,mu,sigm);

p11=1-nc1-nc2+nc12;
p10=nc2-nc12;
p01=nc1-nc12;
p00=nc12;
```

#### ***Lampiran 14***

##### **Program Ketepatan Klasifikasi pada Model Probit Biner Bivariat**

```
for i=1:size(x,1)
    xi=x(i,:);
    [p11(i) p10(i) p01(i) p00(i)]=PBBR(xi);
end
p11=p11';
p10=p10';
p01=p01';
p00=p00';
p=[p11 p10 p01 p00]

for i=1:size(x,1)
    xi=x(i,:);
    [p11(i) p10(i) p01(i) p00(i)]=PBBR(xi);
    if p11(i)>p10(i)&& p11(i)>p01(i)&& p11(i)>p00(i)
        k11(i)=1;
    else
        k11(i)=0;
    end
    if p10(i)>p11(i)&& p10(i)>p01(i)&& p10(i)>p00(i)
        k10(i)=1;
    else
        k10(i)=0;
    end
    if p01(i)>p11(i)&& p01(i)>p10(i)&& p01(i)>p00(i)
        k01(i)=1;
    else
        k01(i)=0;
    end
    if p00(i)>p11(i)&& p00(i)>p10(i)&& p00(i)>p01(i)
        k00(i)=1;
    else
        k00(i)=0;
    end
end
p11=p11';
p10=p10';
p01=p01';
p00=p00';
k11=k11';
k10=k10';
k01=k01';
k00=k00';
p=[p11 p10 p01 p00];
k=[k11 k10 k01 k00];
```

*(Halaman ini sengaja dikosongkan)*

## BIOGRAFI PENULIS



Penulis dilahirkan di Klaten Jawa Tengah pada tanggal 13 Mei 1986, merupakan putri kedua dari dua bersaudara, dari pasangan Bapak Joko Susilo dan Ibu Susilowati. Penulis telah menempuh pendidikan formal yaitu di TK ABA Padangan Jatinom (1990-1991), SD N 2 Bonyokan (1991-1997), SLTP Negeri 1 Karanganyar (1997-2000), SMU Negeri 1 Klaten (2000-2003). Kemudian penulis melanjutkan pendidikan ke jenjang sarjana di Sekolah Tinggi Ilmu Statistik (STIS) Jakarta (2003-2007) jurusan Statistik Sosial Kependudukan. Setelah menyelesaikan pendidikan DIV di STIS, penulis ditugaskan bekerja di BPS Kabupaten Tanah Bumbu Provinsi Kalimantan Selatan sebagai staf seksi Statistik Distribusi. Pada tahun 2013 penulis memperoleh kesempatan untuk mendapatkan beasiswa dari BPS untuk melanjutkan jenjang pendidikan S2 di Jurusan Statistika Fakultas MIPA Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya. Pembaca yang ingin memberikan kritik, saran dan pertanyaan mengenai penelitian ini, dapat menghubungi penulis melalui email [metty.nr@gmail.com](mailto:metty.nr@gmail.com).